Sonderabdruck aus den „Vierteljahrsheften zur Konjunkturforschung“,
herausgegeben vom Institut für Konjunkturforschung, Sonderheft 6, 1928.
Verlag von Reimar Hobbing in Berlin SW 61.

Saisonschwankungen

Ihr Wesen und ihre statistische Erfassung als Problem der Konjunkturforschung

---

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung der staatswissenschaftlichen Doktorwürde
genehmigt von der philosophischen Fakultät
der Friedrich-Wilhelms-Universität zu Berlin

Von
Otto Donner
Diplomvolkswirt aus Berlin

Berichterstatter:
Professor Dr. Wagemann · Professor Dr. Herkner

Tag der Promotion: 10. März 1928

Berlin 1928
Gedruckt in der Reichsdruckerei

Sonderabdruck aus den „Vierteljahrsheften zur Konjunkturforschung“,
herausgegeben vom Institut für Konjunkturforschung, Sonderheft 6, 1928.
Verlag von Reimar Hobbing in Berlin SW 61.

Saisonschwankungen

Ihr Wesen und ihre statistische Erfassung als Problem der Konjunkturforschung

---

Inaugural-Dissertation

zur Erlangung der staatswissenschaftlichen Doktorwürde
genehmigt von der philosophischen Fakultät
der Friedrich-Wilhelms-Universität zu Berlin

Von
Otto Donner
Diplomvolkswirt aus Berlin

Berichterstatter:
Professor Dr. Wagemann · Professor Dr. Herkner
Tag der Promotion: 10. März 1928

Berlin 1928
Gedruckt in der Reichsdruckerei

Die vorliegenden Untersuchungen sind ein Resultat der vielfachen Anregungen, die ich im Institut für Konjunkturforschung erhielt. Ich benutze deshalb die Gelegenheit, Herrn Präsidenten Professor Dr. Wagemann und Herrn Oberregierungsrat Dr. Bramstedt meinen aufrichtigen Dank auszusprechen.

Für die mir während meines Studiums stets in hohem Maße zuteil gewordene Förderung bin ich Herrn Geheimen Regierungsrat Professor Dr. Herkner, Herrn Professor Dr. Meerwarth und Herrn Professor Dr. Walter Eucken zu Dank verpflichtet.

Otto Donner.

R. UNIV.
BIBLIOTHEEK
LEIDEN

Saisonschwankungen.

Ihr Wesen und ihre statistische Erfassung als Problem der Konjunkturforschung.

Von Otto Donner,
Diplomvolkswirt.

Inhalt.

Seite

Vorwort 5

Einleitung. Der Weg zur quantitativen Analyse wirtschaftlicher Vorgänge 6

Allgemeiner Teil.

I. Vom Wesen der Saisonschwankungen 8

1. Charakteristik der Saisonschwankungen. — 2. Die Beziehungen der Saisonschwankungen zu den übrigen Bewegungskomponenten.

II. Die Form der statistischen Darstellung normaler Saisonbewegungen 11

1. Saisonreihen im allgemeinen. — 2. Saisonzahlen, Saisonveränderungszahlen, Saisonindexziffern. — 3. Zur Anwendungsmöglichkeit der verschiedenen Saisonreihen. — 4. Bewegliche Saisonnormalen.

III. Die Mittelwertbildung zur Errechnung normaler Saisonwerte 14

1. Die experimentelle Prüfung der Brauchbarkeit einzelner Mittelwerte. — 2. Die Verwendbarkeit des dichtesten Wertes. — 3. Die Verwendbarkeit des Medians. — 4. Die Verwendbarkeit des arithmetischen Mittels. — 5. Die Verwendbarkeit des geometrischen Mittels. — 6. Zusammenfassende Betrachtung der Mittelwertbildung bei der Errechnung starrer Saisonnormalen. — 7. Die Frage der Mittelwertbildung bei der Errechnung beweglicher Saisonnormalen.

IV. Die Kontrollen bei der Errechnung von Saisonnormalen 19

1. Die Notwendigkeit einer sorgfältigen Überprüfung des Materials und der Rechenergebnisse. — 2. Das graphische Verfahren. — 3. Die Änderungsreihen. — 4. Die Häufigkeitstabellen. — 5. Die Punktdiagramme.

V. Der Zuverlässigkeitsgrad der Saisonnormalen 25

1. Saisonnormale, spezifische Saisonausschläge und Streuungsberechnung. — 2. Die Unverwendbarkeit des Spannrahmens, der Viertelwertsabstände und der mittleren Abweichung zur Streuungsberechnung. — 3. Der durchschnittliche Abstand. — 4. Der Streuungsbereich der Saisonbewegungen. — 5. Die besonderen Probleme im Rahmen der Berechnung beweglicher Saisonnormalen.

Spezieller Teil.

VI. Die Monatsdurchschnittsverfahren 29

1. Die Methode Kemmerer I. — 2. Die Methoden Bowley III, Davies und Bowley VI. — 3. Die Methode King I. — 4. Die Methode Westergaard. — 5. Die Methode Kemmerer II.

VII. Die Saisonverfahren mit Trendausschaltung 38

1. Die Grundzüge. — 2. Zur Frage der Berechnung absoluter oder relativer Veränderungen. — 3. Die Wahl der Mittelwerte. — 4. Die Zuverlässigkeit der Resultate.

Seite

VIII. Die Verfahren beweglicher Durchschnitte 40

1. Wesen. — 2. Formen. — 3. Das Kalenderjahr als Durchschnittsperiode. — 4. Der kontinuierlich fortbewegte Zwölfmonatsdurchschnitt: a) zur Errechnung von Saisonveränderungszahlen, b) zur Errechnung von Saisonindexziffern.

IX. Das Gliedbildungsverfahren 44

1. Grundgedanken. — 2. Die einzelnen Stufen des Verfahrens: a) Die Gliedziffern, b) Anwendung der Streuungstabelle und Mittelwertbildung, c) Verkettung, Trendkorrektur und Angleichung. — 3. Varianten bei der Mittelwertbildung. — 4. Varianten bei der Trendkorrektur. — 5. Die besonderen Vorzüge des Gliedbildungsverfahrens.

X. Zusammenfassende Übersicht über die Saisonmethoden starren Systems 51

XI. Die Systeme beweglicher Saisonnormalen 52

1. Der Übergang von den starren zu den beweglichen Saisonnormalen. — 2. Die Methode Snow. — 3. Die Methode Gressens als Weiterentwicklung des Durchschnittsverfahrens. — 4. Die Weiterentwicklung der Methode beweglicher Durchschnitte. — 5. Die Methoden Crum und Flinn als Weiterentwicklung des Gliedbildungsverfahrens. — 6. Die Methode King II. — 7. Zusammenfassung.

XII. Der Gebrauch von Saisonnormalen 62

1. Die doppelte Anwendungsmöglichkeit. — 2. Die Technik der Ausschaltung saisonmäßiger Bewegungen aus dem Verlauf von Wirtschaftsreihen: a) bei Ursprungsreihen, b) bei vom Trend bereinigten Reihen, c) durch Vergleich prozentmäßiger Bewegungen einer unbereinigten Reihe mit solchen einer Saisonindexreihe. — 3. Über den Sinn der Ausschaltung von Saisonschwankungen aus Wirtschaftsreihen.

Literaturverzeichnis 67

Vorwort.

Zur Erfassung der Saisonbewegungen wird in Deutschland bisher noch fast ausschließlich das vom Institut für Wirtschaftsforschung an der Harvard-Universität (Harvard University Committee on Economic Research) eingeführte Gliedbildungsverfahren verwendet, so daß die Tatsache unberücksichtigt bleibt, daß es daneben noch andere Untersuchungsmöglichkeiten gibt, die vielleicht nicht weniger brauchbar sind. Da die Gliedbildungsmethode aber in ihrer Anwendung eins der mühseligsten Verfahren darstellt, entstand die Frage, ob der durch sie erforderte Arbeits- und Kosteneinsatz notwendig sei oder ob nicht einfachere und billigere Wege existieren.

Hieraus ergab sich für den Verfasser als Ziel dieser Arbeit, den Zuverlässigkeitsgrad der verschiedenen Saisonmethoden, der primitiven wie der komplizierten, zu untersuchen und deren eigentliches Anwendungsgebiet zu umgrenzen. In Zusammenhang damit soll nachgewiesen werden, auf welchem Wege Saisonanalysen jeweils am einfachsten durchgeführt werden können, ohne daß die Genauigkeit der Resultate darunter leidet und ohne daß ein unwirtschaftlicher Arbeits- und Kostenaufwand notwendig wird. Da der Wirtschaftspraxis für die für eigene Zwecke betriebene Konjunkturbeobachtung meist kein großer Apparat zur Verfügung steht, dürften diese Erkenntnisse gerade für sie besonderen Wert besitzen und dazu geeignet sein, die konjunkturstatistischen Methoden und damit die sich aus ihrer Anwendung für die Betriebsführung ergebenden Vorteile immer weiteren Kreisen zugänglich zu machen.

Einleitung.

Der Weg zur quantitativen Analyse wirtschaftlicher Vorgänge.

Nach der in der Konjunkturforschung allgemein üblichen Arbeitshypothese ist jede Bewegung von Wirtschaftsreihen die Resultante von vier, grundsätzlich in jeder zeitlichen Reihe vorhandenen primären Bewegungserscheinungen. Es sind:

a) der Trend. Der Trend ist die einer Reihe über längere Perioden innewohnende Tendenz zur Zu- oder Abnahme. Über ausgedehnte Zeitabschnitte kommen häufig wechselnde Entwicklungsrichtungen vor, indem einer fortlaufenden Aufwärtsbewegung eine Abwärtsbewegung folgt und umgekehrt[1]);

b) die zyklischen Schwingungen. Sie sind dem Trend wellenförmig aufgelagert und stellen Symptome des allgemeinen Konjunkturverlaufs dar;

c) die saisonmäßigen Bewegungen. Ihr Merkmal liegt in der Jahr für Jahr erfolgenden regelmäßigen Wiederkehr. Ihrem Charakter entsprechend treten sie lediglich in Reihen auf, deren benachbarte Glieder durch Zeitabschnitte getrennt sind, die gleich große Unterabschnitte eines Jahres betragen, wie z. B. Vierteljahre, Monate usw.;

d) die unregelmäßigen Schwankungen. Diese können eine zweifache Ursache haben. Entweder sind sie auf irgendwelche Bedingungen zurückzuführen, die nur in einem kleinen Ausschnitt der Wirtschaft wirken und denen keine allgemeine Bedeutung zukommt, oder ihr Ausgangspunkt liegt in plötzlich auftretenden Zufälligkeiten irgendwelcher Art, die zwar auf die gesamte Wirtschaft Einfluß nehmen, die aber weder als konjunkturell noch als saisonmäßig angesprochen werden dürfen.

Die Isolierung der vier Bewegungstypen erfolgt mit Hilfe mathematischer Methoden, die teils für diesen besonderen Zweck neu entwickelt, teils aus benachbarten Gebieten der Statistik herangezogen wurden.

Die Bestimmung des säkularen Trends ist im wesentlichen ein Problem der »Kurveneinfügung« (curve fitting). Man betrachtet diejenige Linie als Repräsentanten des Trends, die den Hauptverlauf, das Entwicklungsgesetz der betreffenden Reihe zufriedenstellend wiedergibt. Dazu genügt nicht, daß an der Ursprungsreihe schlecht und recht eine Ausglättung von Unregelmäßigkeiten vorgenommen wird. Konjunkturelle Vorgänge könnten leicht einen Einfluß auf die Lage und die Bewegung solcher »Trend«linien nehmen, während der Trend doch gerade die »Normale« darstellen soll, von der aus konjunkturelle Bewegungen zu messen sind. Dem Begriff des Trends entsprechend kommt es darauf an, einen Ausdruck für die große Linie in der Bewegung einer Reihe zu geben, die bestehen würde, wenn statt des

---

[1]) Neuerdings hat Wagemann den Trend als Sonderfall der »Strukturveränderung« gefaßt. Der mehr formale Trendbegriff wird von ihm für die Fälle vorbehalten, in denen sich langfristige Änderungen eines Wirtschaftsvorganges vollziehen, ohne daß die Ursachen ganz offenbar sind; der Trendbegriff ist hiernach zu einer Art Notbehelf geworden. Wo aber Gefügeänderungen der Wirtschaft vorliegen, die nicht schon den Keim der Rückbildung in sich tragen, also nicht zyklischer Natur sind, spricht W. von »Strukturveränderung«. Eine Strukturveränderung ist beispielsweise die enorme Ausweitung des amerikanischen Produktionsvolumens seit dem Kriege. Sie ist eine Folge der wirtschaftlichen Kräfteverlagerung zwischen alter und neuer Welt und bedeutet eine neue Ära im Wirtschaftsleben. Konjunkturmäßig oder zyklisch ist dagegen der deutsche Produktionsanstieg 1926/27, weil er die in den Verhältnissen liegende »normale« Steigerungsmöglichkeit überholt und deshalb zur Kreditverknappung und all den übrigen Spannungserscheinungen geführt hat, welche, wie es für den Ablauf der Konjunkturen charakteristisch ist, notwendig zu einer Rückbildung, zu einer »Entspannung« führen müssen.

sprungförmigen, konjunkturell genannten, Fortschreitens, sich ein ausgeglichener allmählicher Entwicklungsprozeß vollzöge.

Das zweite von sich aus meßbare Bewegungselement sind die Saisonschwankungen. Auch hier stützt sich die Errechnung auf die Heranziehung historischer Daten, und ganz wie bei dem Problem der Trendmessung besteht die Schwierigkeit, die anderen Bewegungselemente an einer Beeinflussung der Werte für die Saisonschwankungen zu hindern.

Sind Trend und Saisonschwankungen für eine Reihe gefunden, so muß die nach deren Elimination verbleibende Bewegung — d. h. die vom Trend und von den Saisonschwankungen bereinigte Reihe — die Resultierende der zyklischen und der unregelmäßigen Komponente sein. Zuweilen werden sich markante Sprünge im Reihenverlauf als Folgen von Zufallsereignissen in der Wirtschaft nachweisen und entsprechend registrieren lassen (plötzliche Senkung der Kohlenförderung als Folge eines Bergarbeiterstreiks). Im allgemeinen bieten jedoch weder die konjunkturellen noch die zufälligen Schwankungen wegen ihrer sich einer strengen Systematik entziehenden unregelmäßigen Gestalt die Möglichkeit, an Hand zurückliegender Daten eine Allgemeinform zu bestimmen. In solchen Fällen muß das ungefähre Verhältnis in der Stärke der konjunkturellen und anderen Ursachen abgeschätzt werden und zwar durch Vergleich der zyklisch-unregelmäßigen Daten mit einer anderen Kurve, die als gute Annäherung an den tatsächlichen Konjunkturverlauf gelten kann. Je nach dem Grade der Übereinstimmung beider Linien läßt sich bald ein stärkeres, bald ein geringeres Überwiegen der zyklischen Komponente zeigen und damit ein Bild über die beiden Bewegungskomponenten im einzelnen gewinnen.

Eine allseitige Ausgestaltung der Analyse und damit der konjunkturstatistischen Methodik hat sich bisher noch nicht erreichen lassen. Weder kam man zu einer scharfen begrifflichen Abgrenzung der einzelnen Bewegungstypen noch zu einer Abwägung über die Beweiskraft der konkurrierenden statistischen Methoden.

Der Streit um die Methoden dauert bis heute an. Soweit es sich dabei um grundsätzliche Widersprüche handelt, sind es die gleichen, wie sie nahezu bei jeder Anwendung statistischer Methoden auftauchen, nämlich die Gegensätze zwischen mathematischer und nichtmathematischer Behandlungsweise. Umkämpft sind aber auch die speziellen Verfahren der Reihenaufgliederung, also die Trend- und die Saisonverfahren. Auf dem Gebiete der Trendmethoden kommen hauptsächlich die sich allgemein auf die Schlüssigkeit mathematischer Formeln beziehenden Kontroversen zum Austrag. Die Gegensätze auf dem Gebiete der Saisonmethoden sind speziellerer Natur. Von den Bedenken, die sich gegen die selbständige[1]) Auffindung zyklischer Bewegungen erheben, kann abgesehen werden. Außer bei Moore[2]), der den Versuch einer Darstellung konjunktureller Schwingungen mit Hilfe Fourierscher Reihen unternahm, begegnete die Errechnung des zyklischen Bestandteils durch sukzessive Ausschaltung von Trend, Saisonbewegungen, wenn möglich auch von unregelmäßigen Faktoren, kaum einem Widerspruch.

Die andere Aufgabe, die begriffliche Abgrenzung der einzelnen Bewegungstypen, wurde weniger behandelt, sei es, daß man sie als restlos gelöst annahm, sei es, daß man sie für unwichtig hielt. Sehr zu unrecht; denn ein großer Teil der sich auf die eigentlichen Methoden beziehenden Widersprüche beruht letzten Endes auf einer verschiedenen Vorstellung von dem Wesen der Reihenkomponenten und kann infolgedessen nur nach vorheriger Verständigung über die Begriffsfassung zur Klärung gebracht werden.

---

[1]) Während sich die zyklischen Bewegungen zusammengefaßt mit den unregelmäßigen sonst als Residuum ergeben, wird hierbei der Versuch unternommen, die konjunkturelle Komponente auf Grund eigener Methoden darzustellen, so daß neben die Trend- und Saisonverfahren als Drittes die Konjunkturmethoden träten. Moore versucht dies mittels der Fourierschen Reihen.

[2]) H. L. Moore, Generating Economic Cycles, New York 1923.

Allgemeiner Teil.

I. Vom Wesen der Saisonschwankungen.

1. Saisonschwankungen sind derjenige Teil der Bewegung statistischer Reihen, dem man die Tendenz zuschreibt, gewisse Jahresabschnitte gegenüber entsprechenden anderen (Vierteljahren, Monaten, Wochen oder Tagen) regelmäßig zu erhöhen oder zu senken.

Da die Wirtschaftsbewegungen das Ergebnis aus dem gleichzeitigen Wirken von vier Bewegungskomponenten sind, müssen Trend, Konjunktur und restliche Ursachen eine reine Wiedergabe der saisonmäßigen Einflüsse in dem Verlauf von Reihen verhindern. Die nichtsaisonmäßigen Schwankungen können sogar einen derartigen Umfang annehmen, daß sie die jahreszeitlichen Einflüsse überhaupt nicht in Erscheinung treten lassen.

Bei dem Versuch, das Vorhandensein und den Umfang jahreszeitlicher Schwankungen festzustellen, ist zweierlei zu unterscheiden[1]). Man kann einmal darauf ausgehen, die tatsächlichen — spezifischen — saisonmäßigen Veränderungen einer gegebenen Reihe für einzelne Monate, Vierteljahre oder dgl. zu ermitteln, oder zum anderen darauf, für die Saisonbewegung bestimmter Reihen einen Idealtypus — Saisonnormale — zu konstruieren, von dem man nach der Erfahrung zurückliegender Zeiträume vermuten darf, daß er auch für die Zukunft Gültigkeit hat. Beide Aufgaben sind verschieden. Denn selbst wenn man annimmt, daß der die Saisonschwankungen hervorrufende Kreis von Ursachen seinem Umfang und seiner Zusammensetzung nach unverändert bleibt, besteht immer noch die Möglichkeit, daß die aus ihm hervorgehenden Schwankungen der Intensität nach wechseln. Die tatsächlichen jahreszeitlichen Schwankungen für die entsprechenden Zeitabschnitte würden sich dann dem Normaltyp mehr oder minder nähern und sich so um ihn gruppieren, daß er als ihr Repräsentant gelten kann.

Die Ermittlung der tatsächlichen Saisonbewegungen würde die Kenntnis des jeweiligen Einflusses sämtlicher übrigen Bewegungskomponenten voraussetzen, den man aus den einzelnen Werten der Gesamtreihe auszuschalten hätte, um den tatsächlichen Saisoneinfluß als Residuum zu erhalten. Nun sind Trendlinien zwar aus der Gesamtreihe heraus bestimmbar, konjunkturelle und restliche Bewegungen hingegen nicht. Da es unmöglich ist, aus einer Summe von vier Summanden einen Summanden durch Subtraktion zu errechnen, wenn von den übrigen drei nur einer bekannt ist, entfällt die Möglichkeit einer Darstellung tatsächlicher Saisoneinwirkungen.

Gewöhnlich wird an die jahreszeitlichen Normalen gedacht, wenn von Saisonbewegungen die Rede ist. Sie interessieren in doppelter Hinsicht. Einmal um ihrer selbst willen, wenn man sie betrachtet, um ihre Wirkung auf irgendeinen Teil der Wirtschaft zu studieren. So wurde im September 1921 in Washington eine Kommission eingesetzt, die feststellen sollte, wie weit es möglich sei, zu einer Überwindung der charakteristischen toten Saison im Baugewerbe zu kommen[2]). Damit man überhaupt genügendes Tatsachenmaterial erlangte, war es selbstverständlich nötig, den normalen Einfluß der wechselnden Jahreszeiten zu ermitteln. Ähnlich untersuchte das Institut für Konjunkturforschung die Saisonschwankungen als Kosten- und Preisproblem des Einzelhandels[3]). Häufiger jedoch findet sich das Streben nach Kenntnis der normalen jahreszeitlichen Bewegungen im Zusammenhang mit der Konjunkturstatistik. Da deren zentrales Problem die Erforschung der Konjunkturwellen

[1]) Harry Jerome, Statistical Methods, London u. New York 1924, S. 235.

[2]) Seasonal Operation in the Construction Industries, New York 1924.

[3]) Saisonschwankungen in Warenhausumsätzen, Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, 1927, Ergänzungsheft 2.

bildet, ist die Berechnung von Saisonnormalen hierbei mehr Mittel zum Zweck, ihre Darstellung ein erster Schritt zur Isolierung des Konjunkturzyklus. —

Eine Veränderlichkeit der Saisonbewegungen kann nicht nur in dem Sinne bestehen, daß die tatsächlichen Ausschläge zufällig ihre Normale übertreffen oder darunter bleiben, es kann auch sein, daß die Normale selbst einer systematischen Abwandlung unterliegt. Indessen wird dies nicht allseitig zugegeben. Um den Begriff der »normalen« Saisonschwankung sind lebhafte Kontroversen entstanden. Während die einen den »starren« Idealtypus verteidigen und das Wesen einer rein saisonmäßigen Bewegung in dem ständigen Gleichbleiben der normalen jahreszeitlichen Ausschläge erblicken[1]), betrachten die anderen den »beweglichen« Idealtypus als den Allgemeinfall.

Bei Annahme einer starren Saisonnormale erwartet man beispielsweise in jedem Januarwert einer Reihe genau denselben jahreszeitlichen Normaleinfluß, ebenso in jedem Februar, jedem März und allen übrigen Monaten. Man tut, als ob der Tatsachenkomplex, der die Ursache für die Saisonschwankungen bildet, ständig gleichbliebe, als ob er sich weder erweitere noch in seiner Zusammensetzung ändere. Erkennt man Abweichungen von dem konstruierten Normalbild, so rechnet man sie einer anderen Bewegungskomponente zu, der Konjunktur oder einer Zufälligkeit. Die Anschauung starrer Saisonnormalen ist heute noch fast allgemein. Die Methoden des Harvard-Instituts beruhen auf ihr, ebenso die Methoden des unter Bowleys Leitung stehenden Londoner Wirtschaftsdienstes und die des Berliner Institutes für Konjunkturforschung.

Im Falle der beweglichen Saisonnormalen wird nicht mehr angenommen, daß die ideale jahreszeitliche Schwankung Jahr für Jahr in gleicher Stärke und zu gleichen Terminen erfolgt. Man rechnet mit der Möglichkeit, daß eine (ideale) Saisonschwankung am Anfang einer Periode von der am Ende sich in wesentlichen Punkten unterscheidet. Die formalen Erfordernisse erscheinen demnach weitgehend gelockert. Statt einer Bewegung, die (ideal) Jahr für Jahr in gleichen Ausschlägen und zu gleichen Terminen innerhalb des Jahres auftritt, verlangt man wohl auch eine sich alle Jahre wiederholende Bewegung, man verzichtet aber auf ein Gleichbleiben der Ausschläge und auf die unveränderte Gestalt der Normalen.

Zweifellos trägt der Begriff der beweglichen Saisonnormalen die größere Rechtfertigung in sich. Wo alles im Wirtschaftsleben ständigen Änderungen unterworfen ist, eine immerwährende Umgruppierung und Neuanpassung stattfindet, ist nicht einzusehen, warum gerade die Ursachen der jahreszeitlichen Schwankungen eine Ausnahme machen sollen. Am leichtesten vorstellbar wäre sie noch bei solchen Saisonschwankungen, die aus Ereignissen der Natur resultieren. Wo aber soziale Bedingungen den Ausgangspunkt bilden, besteht eine ähnliche Rechtfertigung nicht. Berücksichtigt man zudem, daß die Bemühungen der Wirtschaft auf eine fortschreitende Konsolidierung der Verhältnisse gerichtet sind und daß die Saisonschwankungen diesen Ausgleichstendenzen ebenso unterliegen wie die Schwankungen der Konjunktur, so ist die grundsätzliche Rechtfertigung für die Annahme variierender Saisonnormalen geliefert.

Mithin erscheinen die starren Saisonnormalen als besondere Spezialfälle, deren Anwendbarkeit auf Zeiträume beschränkt bleibt, innerhalb deren sich eine genügende Konstanz saisonmäßiger Einflüsse nachweisen läßt. Im allgemeinen wird dieses Erfordernis schon dann erfüllt sein, wenn die der Betrachtung unterzogenen Zeitabschnitte nicht übermäßig ausgedehnt sind; merkbare Veränderungen in der Struktur der Saisonbewegungen finden sich dann gewöhnlich nicht. Die Berücksichtigung variierender Saisonnormalen bleibt dagegen wünschenswert, sobald längere Zeitabschnitte einer Analyse unterzogen werden. Dabei liegt

[1]) Vgl. W. L. Hart, The Method of Monthly Means for Determining Seasonal Variation; Jl. of Am. Stat. Ass., Sept. 1922, S. 343.

jedoch die Bedeutung beweglicher Saisonnormalen weniger in der Möglichkeit, sie zur Ausschaltung der Saisonschwankungen aus Wirtschaftsreihen zu benutzen, als vielmehr in der selbständigen Untersuchung der Saisonbewegungen als wirtschaftliche Kräfte.

Keine Saisonschwankungen im eigentlichen Sinne sind Bewegungen statistischer Reihen, die zwar regelmäßig in bestimmten Jahreszeiten erfolgen, denen aber keine tatsächlichen Veränderungen der unterliegenden Wirtschaftsvorgänge entsprechen. Denn die Saisonbewegungen sollen ein besonderer Typ von Schwankungen im Wirtschaftsleben sein, d. h., sie sind zu identifizieren mit bestimmten Vorgängen auf dem ökonomischen Gebiet. »Künstliche« Saisonschwankungen finden sich bei monatlichen Reihen, deren einzelne Glieder Summen für Vorgänge wie Kohlenförderung, Roheisengewinnung, Verkehrsleistungen, Außenhandel u. dgl. darstellen. Eine dauernd merkbare Bewegung der Wirtschaftsreihe von einem Monat zum anderen kann hier durch eine veränderte Intensität der Arbeitsleistungen sowohl als auch durch eine veränderte Anzahl der zur Hervorbringung der Leistung jeweils verfügbaren Tage hervorgerufen sein. Im ersten Fall hätten wir es mit einer wirklichen, im zweiten Fall mit einer »künstlichen« Saisonbewegung zu tun.

Die deutsche Statistik macht im allgemeinen eine scharfe Unterscheidung zwischen tatsächlichen und künstlichen Saisonschwankungen; sie rechnet statt der Monatssummen wenn angängig mit arbeitstäglichen bzw. kalendertäglichen Daten, auf diese Weise die künstlichen Saisonschwankungen ausschaltend.

2. a. Von manchen Seiten wird eine teilweise Vermengung saisonmäßiger und konjunkturmäßiger Schwankungsursachen angenommen. Nicht nur in dem Sinne einer Überlagerung von Saison- und Konjunkturwellen, die Saisonschwankungen selbst sollen durch konjunkturelle Kräfte mitbestimmt sein. So will Jerome[1]) bei manchen jahreszeitlichen Bewegungen Zyklen gefunden haben, die er dem Umstand zuschreibt, daß die Saisonschwankungen durch die gleichen Ursachen wie die Konjunkturen beeinflußt sind. Einen ähnlichen Standpunkt nimmt Gressens ein[2]). Auch Crum[3]) gibt eine solche Möglichkeit zu, warnt allerdings vor Übertreibungen, wie sie sich insbesondere W. I. King[4]) zu schulden kommen läßt; praktisch ignoriert er sie ganz[5]).

Man wird unterscheiden müssen, ob ein konjunktureller Einfluß auf die Ausschlagsweite der Saisonschwankungen, ihre Intensität, angenommen wird oder auf die Struktur der Saisonnormalen. Der erste Fall liegt durchaus im Bereich des Möglichen. Es ist sehr wohl vorstellbar, daß der Kreis rein saisonmäßiger Faktoren durch das zyklische Auf und Ab ebenfalls periodische Erweiterungen und Verengungen erfährt, die ihrerseits zwar den Rhythmus der Saisonnormalen unverändert lassen, wohl aber die Saisonausschläge bald mehr, bald minder intensiv gestalten. Als Beispiel denke man etwa an den Scheckabrechnungsverkehr. Seine Zunahme bzw. Senkung wird in der Hauptsache von der Menge des insgesamt vorhandenen Scheckmaterials bedingt sein, bei dem hohen Grad der Abhängigkeit zwischen Scheckausstellung und Konjunktur also auch von den zyklischen Veränderungen. Da nun infolge der in manchen Wirtschaftskreisen herrschenden Zahlungssitten die Regulierung von Forderungen und Verbindlichkeiten oft auf bestimmte Jahreszeiten verschoben wird, müßte auch der saisonmäßige Zustrom der Schecks den Veränderungen des gesamten Geschäftsumfanges und damit dessen zyklischen Schwingungen unterliegen. Saisonbewegungen der hier gedachten Art sind meist nur ihren absoluten Ausschlägen nach variabel, in ihrer rela-

[1]) Jl. Am. Stat. Ass., Sept. 1925, S. 434.

[2]) Gressens, On the Measurement of Seasonal Variation; Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1925, S. 204.

[3]) Jl. Am. Stat. Ass., Sept. 1925, S. 426.

[4]) Ebenda, September 1924, S. 301 ff.

[5]) Ebenda, März 1925, S. 48 ff., ferner in: Crum and Patton, An Introduction to the Methods of Economic Statistics, S. 332 ff.

tiven Größe (relativ zum Stand der Gesamtkurve) jedoch konstant. Man erfaßt sie deshalb als Saisonindizes, wobei die Bezugswerte für die Saisonindizes den Konjunkturkurven der betreffenden Wirtschaftsvorgänge zu entnehmen sind (vgl. auch S. 63).

Dagegen ist es nicht vorstellbar, daß die Struktur der Saisonbewegungen von den zyklischen Schwingungen abhängig sein soll, d. h. also, daß die Verteilung der saisonmäßigen Höhe- und Tiefpunkte aus zyklischen Ursachen in den einzelnen Jahren verschieden ist. Hier würde nicht wie im ersten Fall nur eine Erweiterung und Verengung des saisonmäßigen Ursachenkomplexes bei sonst unverändertem Rhythmus stattfinden, vielmehr würde damit auch der innere Zusammenhang der Saisonschwankungen von konjunkturellen Ursachen abhängig sein. Eine solche Annahme ist augenscheinlich nicht haltbar, weil dann das Wirken von Saisonfaktoren vollkommen ausgeschaltet wäre.

b. Ähnlich wie zwischen Saison- und Konjunkturschwankungen können auch zwischen Trend- und Saisonschwankungen gewisse Zusammenhänge bestehen, dahingehend, daß — wie es sehr oft der Fall ist — die absolute Größe der Saisonausschläge mit steigendem Trend zu- und mit fallendem Trend abnimmt. Die relative Größe der Saisonausschläge — relativ zur jeweiligen Trendordinate —, bleibt dann konstant, weshalb als Maß der Saisonschwankungen in diesen Fällen Saisonindexziffern anzuwenden sind.

c. Einer Herausschälung der begrifflichen Unterschiede zwischen jahreszeitlichen und unregelmäßigen Schwankungen bedarf es nicht. Gleichgültig ob diese letzteren hervorgerufen sind durch Sonderereignisse bei den jeweils behandelten Wirtschaftsvorgängen oder ob sie in allgemein bedeutungsvollen Zufällen begründet sind, immer ist ihr Kennzeichen die Regellosigkeit des Auftretens. Bei den Saisonschwankungen selbst spielt das Zufallsmoment zwar ebenfalls eine gewisse Rolle, aber doch in einem anderen Sinn: Die tatsächlichen (spezifischen) Saisonausschläge müssen ihrem Wesen entsprechend immer innerhalb bestimmter Grenzen um eine Normale oszillieren, bei den reinen Zufallsschwankungen existiert eine Beziehung zu irgendwelchen Normalgrößen nicht. Freilich ist in der Praxis oft schwer zu entscheiden, ob ein Vorgang als saisonmäßig oder als unregelmäßig angesprochen werden soll. Ähnliche Schwierigkeiten liegen aber bei allen anderen Abgrenzungen ebenfalls vor, sie bilden kein besonderes Kennzeichen gerade in der Scheidung jahreszeitlicher und restlicher Einflüsse.

II. Die Form der statistischen Darstellung normaler Saisonbewegungen.

1. Als Ausdruck der zeitlichen Verteilung von Saisonbewegungen über das Jahr und als Ausdruck ihrer Intensität dienen statistische Reihen, die aus soviel Gliedern bestehen, als das Jahr jeweils in Saisonabschnitte unterteilt wurde (Saisonreihen). Gibt man die monatliche Saisonbewegung, so enthält die Reihe zwölf Glieder, bei Vierteljahrsuntersuchungen vier, bei Zweimonatsintervallen sechs Glieder. Da hinsichtlich der Methodik der Errechnung und der Verwertung von Saisonreihen durch die Anzahl der Glieder keine Unterschiede begründet werden, soll der Einfachheit halber im folgenden immer nur von monatlichen Saisonbewegungen gesprochen werden. Alle auf sie bezogenen Bemerkungen gelten für anders gruppierte Saisonschwankungen entsprechend.

Eine die Saisonbewegung eines bestimmten Wirtschaftsvorganges repräsentierende Reihe von 12 Gliedern gilt mithin für alle Jahre, über die der Wirtschaftsvorgang verfolgt wird, in gleicher Weise. Der Januar eines Jahres steht saisonmäßig dem Januar jedes anderen Jahres gleich, ebenso ein Februar allen übrigen Februarmonaten. Derartigen Saisonreihen liegt der Begriff einer starren Saisonbewegung zugrunde. Obwohl, wie oben[1]) ausgeführt, starre Saisonnormalen lediglich als Spezialfälle variabler Saisonnormalen zu gelten haben,

[1]) Vgl. S. 9.

wird vorläufig allein über die Errechnung der ersteren gesprochen. Erst wenn die hierbei auftauchenden Fragen abgehandelt sind, soll zu dem — komplizierten — Problem einer Darstellung variabler Saisonnormalen Stellung genommen werden.

2. An Saisonreihen lassen sich drei Formen unterscheiden, je nachdem die Glieder der Reihe als »Saisonzahlen«, als »Saisonindexziffern« oder als »Saisonveränderungszahlen« auftreten.

Die Saisonzahlen wollen angeben, welchen Stand saisonmäßig der repräsentierte Wirtschaftsvorgang in den einzelnen Monaten hat, wieviel Tonnen die Kohlenförderung, wieviel Pfennige der Butterpreis, wieviel Prozent der Diskontsatz im Januar, im Februar und in den anderen Monaten beträgt. So faßte schon Jastrow[1]) die regelmäßigen Jahresschwankungen am Berliner Arbeitsmarkt in folgender Saisonreihe zusammen:

Auf 100 offene Stellen kommen Arbeitsuchende*)

Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
192,7	161,6	113,7	150,7	158,2	164,7	140,4	118,5	105,8	131,6	175,9	139,3

*) Die Zahlen sind als Durchschnitt der zwölf Jahre 1890 bis 1901 aus den Andrangsziffern des Berliner Zentralvereins für Arbeitsnachweis gewonnen.

Durch Saisonindexziffern erhält man Auskunft darüber, wieviel Prozent der saisoneinflußlosen — von Saisonschwankungen bereinigten — Monatsposten die entsprechenden unbereinigten Werte der Ursprungsreihe ausmachen. Infolgedessen kann man aus jedem unbereinigten Wert die in ihm enthaltene Saisonkomponente ausschalten, indem man den unbereinigten Wert durch die entsprechende Saisonindexziffer dividiert und den Quotienten mit hundert multipliziert. So lauten beispielsweise die Saisonindexziffern für die arbeitstägliche Wagenstellung der Reichsbahn[2]):

Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
90,4	94,5	100,2	100,0	100,7	97,0	98,5	99,9	102,4	108,4	109,2	98,7

Im Juli 1926, wo die Eisenbahn 128 700 Wagen arbeitstäglich stellte, hätte also die Wagenstellung, wenn keine Saisoneinwirkungen vorhanden gewesen wären, 130 700 ausmachen müssen. In ihrem zwölfgliedrigen Gesamtverlauf soll die Reihe der Saisonindexziffern ein Bild geben von dem vermutlichen Verlauf der repräsentierten Ursprungsreihe, wenn auf diese nur saisonmäßige Kräfte einwirken würden. Ihr Durchschnitt ist immer gleich Hundert.

Die Saisonveränderungszahlen stellen in absoluten Werten die saisonmäßigen Veränderungen eines Wirtschaftsvorganges gegenüber dem Jahresdurchschnitt fest. Sie geben also an, um wieviel Tonnen die Kohlenförderung, um wieviel Pfennige der Butterpreis, um wieviel Prozente der Diskontsatz im Januar, Februar und den anderen Monaten saisonmäßig vom jeweiligen Jahresmittel abweicht. Die Summe der zwölf Veränderungszahlen muß immer gleich Null sein. Die Differenzen zwischen zwei aufeinanderfolgenden Saisonveränderungszahlen sind gleich den regelmäßigen Abweichungen zwischen den entsprechenden Monatswerten der Ursprungsreihe. Für die Holzeinfuhr nach England betragen die Veränderungszahlen z. B. in 10 000 Kubikfuß (bezogen auf einen Monatsdurchschnitt von 510 000 Kubikfuß[3]):

Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
—32	— 38	— 37	— 31	— 14	+ 19	+ 42	+ 41	+ 36	+ 33	— 2	— 16

[1]) J. Jastrow, Sozialpolitik und Verwaltungswissenschaft, Berlin 1902, S. 98.
[2]) Die weltwirtschaftliche Lage Ende 1925, S. 217.
[3]) London and Cambridge Economic Service, Spec. Mem. No. 7, S. 9.

Vom Januar zum Februar erfolgt hiernach ein regelmäßiger Rückgang der Holzimporte um 60 000 Kubikfuß.

Allgemein kann gesagt werden: Saisonindizes und Saisonveränderungszahlen messen Bewegungsvorgänge, die unbeeinflußt durch die übrigen Komponenten von Monat zu Monat in der Gesamtreihe wirken; bei den ersteren wird an die Vorstellung einer in feststehendem Prozentverhältnis zum Niveau der Gesamtreihe erfolgenden Bewegung angeknüpft, bei den letzteren an die Vorstellung einer Bewegung um ständig gleichbleibende absolute Beträge. Saisonzahlen hingegen wollen über einen jahreszeitlichen Normalstand berichten, wie er sich regelmäßig einstellen soll als Niederschlag aus dem Zusammenwirken aller Bewegungskomponenten, von denen die saisonfremden jedoch als unbeachtlich vorauszusetzen sind.

In technischer Hinsicht besteht die Möglichkeit, Saisonzahlen, -indizes und -veränderungszahlen ineinander umzuwandeln. Diese Beziehungen gestalten sich so einfach, daß es sich erübrigen dürfte, näher hierauf einzugehen.

3. Jede der drei Darstellungsformen hat ihre speziellen Vorzüge. Deren Abgrenzung gipfelt in der Frage, ob durch die Errechnung von Saisonnormalen ein Überblick verschafft werden soll über den normalen jahreszeitlichen Stand oder die normale saisonmäßige Veränderung bestimmter Wirtschaftsvorgänge. Je nach der Beantwortung der Frage muß das Ziel der Saisonmessung gesucht werden in der Auffindung normaler (absoluter) saisonmäßiger Höhen für die zwölf Monate oder in der Auffindung normaler (absoluter oder prozentualer) saisonmäßiger Veränderungen von einem Monat zum anderen.

In der Mehrzahl der Fälle besteht nun kein Grund für die Annahme, daß der Wirtschaftsreihe für jeden Monat ein bestimmtes Niveau zukommt, zu dem sie in jedem Jahr tendiert. Ist z. B. ein gleichmäßig nach einer Richtung verlaufender Trend vorhanden, so werden gleiche Monate aufeinanderfolgender Jahre in bestimmter Ordnung zu- oder abnehmen. Außerdem werden die vorhandenen zyklischen Schwingungen eine wechselnde Höhe der Ursprungswerte bedingen. In solchen Fällen kann der saisonmäßige Einfluß immer nur an Punkten angreifen, deren Größenbildung sich im wesentlichen außerhalb der Sphäre des Saisonmäßigen vollzieht. Es liegt also ein charakteristischer Fall von »Veränderungen« vor, wo es bei der Messung darauf ankommt, die Bewegungsstücke der einzelnen Monate zu registrieren und sie auf einen gemeinsamen Ausgangspunkt zu projizieren.

In jedem dieser Fälle ist es daher notwendig, entweder Indizes oder Veränderungszahlen als Form der zu gebrauchenden Saisonnormalen zu wählen, je nachdem, ob die Veränderungen in ihrer relativen oder ihrer absoluten Größe gemessen werden sollen.

Eine Feststellung saisonmäßiger Normalwerte durch Mittelung aller Januarwerte aus der Ursprungsreihe, aller Februarwerte usw., also in Form von Saisonzahlen, kommt nur unter bestimmten Voraussetzungen in Betracht. Nämlich dann, wenn ein Wirtschaftsvorgang ausschließlich jahreszeitlichen Einflüssen unterliegt oder, was in der Praxis dem gleichkommt, wenn die anderen Reihenkomponenten hinter die Saisonkomponente durchaus zurücktreten. Das ist bei Vorgängen der Natur nicht selten. Niederschlagsmengen, Barometerstand und Sterbefälle mögen als Beispiel dienen. In der Wirtschaftsstatistik finden sie sich nicht allzu häufig. Immerhin treten sie auch hier zuweilen auf, und zwar meist bei Reihen, welche Vorgänge messen, deren Bewegung in enger Verbundenheit mit naturhaftem Geschehen erfolgt.

Jede Saisonberechnung erfordert also Klarheit darüber, welcher Art der zu analysierende Wirtschaftsvorgang ist, ob man den Saisontyp in einer Reihe von Saisonzahlen wiedergeben darf oder ob die Notwendigkeit besteht, Saisonindizes bzw. -veränderungszahlen zu

benutzen. Im letzteren Falle ist die weitere Überlegung notwendig, auf welche Weise man die »Veränderungen« der einzelnen Monate am besten erfaßt, ob in Beziehung zum Vormonat, ob in Beziehung zu einer Hilfslinie und welcher. Allgemeines läßt sich über die Vorzüge der verschiedenen Verfahren, der zur Anwendung kommenden und der überhaupt möglichen, schwer sagen; ihre Besprechung wurde deshalb auf den speziellen Teil dieser Arbeit verschoben.

4. Gilt eine die Saisonbewegung bestimmter Wirtschaftsvorgänge repräsentierende Saisonreihe grundsätzlich nur für ein bestimmtes Jahr, so spricht man von beweglichen Saisonreihen oder beweglichen Saisonindizes. Aus Bequemlichkeitsrücksichten und auch, weil eine Veränderung der jahreszeitlichen Normalausschläge, soweit sie überhaupt erfolgt, meist nur allmählich vor sich geht, bezieht man oft den gleichen Satz beweglicher Saisonindizes außer auf das ihm zugehörige Jahr noch auf einige Nachbarjahre. An dem prinzipiellen Gegensatz zwischen starren und beweglichen Saisonnormalen wird dadurch jedoch nichts geändert.

Auch die beweglichen Saisonindizes sagen an, wieviel Prozent der saisoneinflußlosen — von Saisonschwankungen bereinigten — Monatsposten die entsprechenden Werte der Ursprungsreihe ausmachen. Nur, daß die Gültigkeit dieser Aussage sich — grundsätzlich — auf ein einziges Jahr beschränkt und jedes Jahr infolgedessen — grundsätzlich — seine eigenen Saisonindizes besitzt. Andere veränderliche Saisonnormalen außer den beweglichen Indizes sollen im folgenden nicht behandelt werden: Bewegliche Saisonzahlen sind bisher nicht üblich gewesen und dürften auch kaum praktische Bedeutung haben; bewegliche Saisonveränderungszahlen sind nicht erforderlich, weil die Veränderung absoluter Saisonausschläge meist in Einklang mit dem Wachstum der Gesamtreihe geschieht, so daß ihr schon die Saisonindizes genügend Rechnung tragen.

III. Die Mittelwertbildung zur Errechnung normaler Saisonwerte.

Die Berechnung von Saisonnormalen hat die Aufgabe, aus den monatlichen Einzelbeobachtungen ein allgemeines Bild herauszuarbeiten, für jeden Monat einen Normalwert zu erlangen. Diese Aufgabe setzt die Bestimmung eines geeigneten Mittelwerttyps voraus. Da jedem Mittelwert besondere Eigenschaften zukommen, die ihn mit gleichem Recht für alle Zwecke zu benutzen hindern und seine Wahl zu einer Funktion des jeweils angestrebten Ziels machen, empfiehlt sich eine spezielle Untersuchung.

1. Grundsätzlich bestehen zwei Kriterien für die Anwendbarkeit von Mittelwerten. Den einen Prüfstein kann ein bekanntes Resultat abgeben, den anderen muß die reine Deduktion liefern.

Da die Konjunkturstatistik im allgemeinen nicht in der Lage ist, sich von vornherein ein Bild über die wahre Gestalt spezifischer Saisonbewegungen zu machen, darf der erste Fall hier nur als ein Experimentieren unter gesetzten Bedingungen, als ein Vornehmen kontrollierbarer Versuche verstanden werden. William L. Hart[1]) unternahm es als einziger, auf diesem Wege die Anwendung eines bestimmten Mittelwertes zu rechtfertigen.

Das Ziel der Saisonmessung sieht Hart darin, die einzelnen Saisonwerte so zu bestimmen, daß die Quadrate der Abweichungen, die Abweichungen gemessen zwischen den Saisonwerten und den dazugehörigen Posten der Ursprungsreihe, in ihrer Summe den kleinstmöglichen Betrag ausmachen[2]). Mit der — an sich zutreffenden — Erklärung, daß das arithmetische

[1]) The Method of Monthly Means for Determining Seasonal Variations, in Jl. of Am. Stat. Ass., September 1922, S. 341 ff.

[2]) A. a. O., S. 343.

Mittel diesem Erfordernis entspreche, erachtet er den zwingenden Nachweis für die Notwendigkeit einer arithmetischen Mittelung für geliefert.

Jn Wirklichkeit ist damit aber noch nichts bewiesen. Es hätte einer näheren Erläuterung bedurft, warum die Saisonmessung überhaupt mit der Methode der kleinsten Quadrate in Verbindung gebracht werden darf. Außer einem wenig besagenden Hinweis auf die Ähnlichkeit mit dem Verfahren der Trenderrechnung findet sich keine Erklärung für diese mit der üblichen konjunkturstatistischen Arbeitshypothese in Widerspruch stehende Betrachtungsweise. Es ist möglich, daß eine in Übereinstimmung mit der Methode der kleinsten Quadrate stehende Definition der Saisonbewegungen ihrem Wesen auch gerecht würde, keinesfalls ist sie selbstverständlich und müßte deshalb von dem, der sie zur Grundlage seiner Erörterungen macht, erst gerechtfertigt werden. Hart hat das nicht getan.

Von dieser petitio principii abgesehen, stehen auch die als Beweis gedachten Experimente auf schwachen Füßen, da sie in ihren Voraussetzungen eine zu weit gehende Abstraktion von der Wirklichkeit darstellen, um überhaupt ernstlich in Betracht gezogen zu werden.

Sicherlich ist es kein Zufall, wenn weitere Versuche, den Wert oder Unwert bestimmter Mittelwerte rein experimentell zu prüfen, nicht existieren. Einerseits erfordert jedes Experiment gewisse vereinfachende Voraussetzungen, anderseits lassen sich die tatsächlichen Verhältnisse zu schwer, vielleicht überhaupt nicht auf Grundformen zurückführen, die jenen Voraussetzungen genügend nahe kommen. Das wichtigste Glied für die Beweiskette muß stets der Nachweis für die analoge Anwendbarkeit der im Experiment gefundenen Resultate auf die Wirklichkeit sein. Dieser Nachweis — Hart unterließ ihn — kann nur deduktiv geführt werden. Es nimmt deshalb nicht wunder, wenn Beweise für und wider einen bestimmten Mittelwert von vornherein in ihrer Gesamtheit auf die Deduktion gelegt werden, und daß man auf Experimente ganz verzichtet.

2. Seiner Natur nach am meisten dazu geeignet, die »normale« oder »typische« Größe variabler Einzelbeobachtungen über jahreszeitliche Veränderungstendenzen bzw. jahreszeitliche Niveauverhältnisse darzustellen, dürfte der sogenannte dichteste (häufigste) Wert sein, den man auch als Modus bezeichnet. Er ist jener Wert, »um den sich die Einzelwerte am dichtesten scharen, so daß in gleichen Intervallen um so mehr davon liegen, je näher die Intervalle diesem Werte liegen, man mag sie von ihm aus nach positiver oder negativer Seite in Betracht nehmen«[1]).

Eine Empfehlung des dichtesten Wertes für die Verwendung gerade bei dem vorliegenden Problem ist, daß seine Größe nicht ebenso wie z. B. die des arithmetischen oder geometrischen Mittels von den Größen aller Einzelwerte abhängt, sondern lediglich von deren Verteilung und den Größenverhältnissen an einer bestimmten Stelle der Monatsreihe. Die ziffernmäßige Größe der abseits von der Verdichtungsstelle liegenden Posten bleibt bedeutungslos. Im Gegensatz zum arithmetischen und geometrischen Mittel ist er niemals eine rein rechnerische Abstraktion; er macht immer Vorgänge besonderer Wichtigkeit kenntlich: »Man kann von ihm annehmen, daß er jenem Werte, welchen der allgemeine Ursachenkomplex frei von Störungen und Einflüssen hervorbringen würde, am nächsten kommt[2]).«

Leider stehen die praktischen Anwendungsmöglichkeiten nicht in Einklang mit den theoretischen Vorzügen. Anhäufungsstellen im wahren Sinne des Worts können sich immer nur bei Reihen zeigen, die aus einer verhältnismäßig großen Anzahl von Einzelwerten bestehen. Im allgemeinen werden aber für Saisonmessungen nicht mehr als höchstens 10 bis 15 Glieder pro Monat zur Verfügung stehen, von denen selten eine größere Anzahl den gleichen numerischen Wert besitzt.

---

[1]) Fechner, Über den Ausgangswert der kleinsten Abweichungssumme. S. 11.

[2]) Žižek, Statistische Mittelwerte, S. 274.

3. Auf die Ersetzbarkeit des dichtesten Werts durch den Median hat zuerst W. M. Persons hingewiesen[1]).

Unter Median oder Zentralwert versteht man jenen Wert, der eine der Größe nach geordnete Reihe von Einzelwerten in zwei der Zahl nach gleiche Hälften teilt. Hat solche Reihe eine ungerade Anzahl von Gliedern, so ist der mittelste Posten der Median. Bei gerader Anzahl fällt der Median zwischen die beiden mittelsten Glieder und wird dann im allgemeinen als deren Durchschnitt ausgedrückt; folgen die mittleren Glieder dicht aufeinander, wie es bei längeren Reihen von charakteristischer Gestalt zu sein pflegt, so sind die beiden Mittelposten häufig gleich groß, in welchem Fall sich der Median mit jedem von ihnen deckt.

Ebenso wie der dichteste Wert ist auch der Zentralwert von Extremen unbeeinflußt. Solange der als Median fungierende Einzelwert seine zentrale Lage beibehält, bleiben Änderungen der verschiedenen über oder unter der Reihenmitte liegenden Glieder auf den Mittelwert selbst ohne Wirkung. Das begründet ähnliche Vorzüge für den Median, wie sie für den dichtesten Wert bestehen. Da die Bestimmbarkeit des Medians zudem von der Länge der Ausgangsreihe unabhängig ist, lag es auf der Hand, den Median statt des Modus zur Anwendung zu empfehlen.

Man vergißt jedoch leicht, daß der Zentralwert in bezug auf seine Zuverlässigkeit stark von den jeweiligen Anhäufungsverhältnissen innerhalb der Reihe abhängt. Einen typischen Wert besitzt auch er nur dann, wenn er mit einer Anhäufungsstelle zusammenfällt. Seiner Verwendung stehen also die gleichen Hemmnisse entgegen wie der des Modus, nur liegen die Mängel nicht so offen zutage.

Wenn für einen Wirtschaftsvorgang Saisonmessungen über 10 bis 15 Jahre angestellt sind, so wird man mit einiger Wahrscheinlichkeit vermuten dürfen, daß Einzelwerte, die sich in ausgeprägtem Gegensatz zu einer sonst vorherrschenden Tendenz befinden, anderen Bestimmungsgründen unterliegen als die Mehrzahl der Glieder. Eine Ausschaltung derartiger Extreme wird keinem Widerspruch begegnen. Die übrigen Werte aber pflegen untereinander ebenfalls Verschiedenheiten aufzuweisen, und zwar ohne daß man dafür mit Bestimmtheit diese oder jene Gründe anführen könnte. Die Bevorzugung des Wertes, der zufällig den mittelsten Platz innehat, könnte nur gebilligt werden, sofern dieser Wert aus irgendeinem anderen Grunde besondere Eigenschaften auf sich vereinigt, etwa, wenn sich die anderen Werte besonders dicht um ihn zusammenballen.

Sobald die mittleren Glieder annähernd gleiche Größe haben, sind die mit der Anwendung des Medians verbundenen Gefahren gering. Ob man allerdings mit den Anhängern der Harvardschule[2]) bei allen Untersuchungen von Saisonvorgängen auf wirtschaftlichem Gebiete die enge Häufung der meisten Glieder und die weite Dispersion der übrigen als Regel voraussetzen darf, um daraus generell die Zuverlässigkeit des Medians zu folgern, ist fraglich. Die Erfahrungen scheinen gerade zu lehren, daß bei Analysen über die übliche Zeitspanne beträchtliche Unregelmäßigkeiten in den Einzelergebnissen der Saisonmessungen auftreten und die Reihen auch in ihren Mittelstücken oft kontinuierliche Übergänge vermissen lassen. Die Verschiebung des Zentralwerts um eine Stelle nach oben oder unten kann in solchen Fällen wesentliche Veränderungen nach sich ziehen. So beobachtet man, daß die Ausschaltung oder Neueinbeziehung eines einzigen Jahres in eine Saisonberechnung den »normalen« Saisonwert manchmal um 5 v. H. und mehr variieren läßt[3]). Die Abhängigkeit des Medians von den Zufälligkeiten des mittelsten Wertes bzw. der beiden mittelsten Posten hat schon immer zu starkem Mißtrauen Anlaß gegeben. Yule[4]) rät, den Median gerade bei kurzen Reihen

[1]) Vgl. Review of Economic Stat. 1919, S. 26.

[2]) Vgl. z. B. Crum, The Use of the Median in Determining Seasonal Variation; Jl. Am. Stat. Ass., März 1923.

[3]) Für den London and Cambridge Economic Service ist dies nach einer mir gegebenen Auskunft der Grund, warum man statt des Medians das arithmetische Mittel zur Anwendung bringt.

[4]) Introduction to the Theory of Statistics, 7. verb. Aufl., S. 117.

überhaupt nicht anzuwenden, und Walsh[1]) will seine Verwendung gänzlich unterlassen wissen. Demgegenüber darf jedoch nicht verkannt werden, daß die Ausschaltung der Extreme in jedem Fall ein Vorzug ist, und daß bei genügend starker Häufung der Einzelwerte der Median auch aus kurzen Reihen durchaus typischen Charakter tragen kann. Es wird sich nur darum handeln, bei weniger günstig gruppierten Reihen die Konstruktion der saisonmäßigen Normalen von der zufälligen Auswahl der Berechnungsperiode unabhängig zu machen. Der Weg dazu dürfte sein, mehreren Gliedern der Mittelgruppe zugleich einen gewissen Einfluß auf die Bildung des Mittelwertes zu gewähren.

Diesen Weg hat zuerst W. L. Crum gewiesen[2]). Er empfiehlt, statt des reinen Medians den Durchschnitt aus einer mittleren Gruppe von Werten zu nehmen (2 oder 4, wenn die Reihe eine gerade Anzahl von Gliedern enthält, 3 bei einer ungeraden Anzahl). W. M. Persons scheint diesen Vorschlag aufgenommen zu haben, und es steht zu vermuten, daß auch der Harvarddienst diesem »erweiterten Median« Konzessionen gemacht hat.

4. Was für und was gegen das arithmetische Mittel, den Durchschnitt, gesagt wird, knüpft an die Art seiner Berechnung an. Da man das arithmetische Mittel bekanntlich als Quotient von Summe und Anzahl der Einzelwerte erhält, hängt seine ziffernmäßige Höhe von der Größe aller einzelnen Reihenglieder ab. Es tritt damit in Gegensatz zum Modus und zum Median, auf die nur wenige Posten direkten Einfluß nehmen.

Das kann einen Vorteil, aber auch einen Nachteil bilden. Unerwünscht ist es, wenn das Mittel für die Saisonmessungen durch Einzelwerte beeinflußt wird, die das Ergebnis offenbar saisonfremder Bewegungen sind. Es könnte sich ereignen, daß ein so erhaltenes Saisonmaß in gleicher Weise auf außergewöhnliche und unregelmäßige Schwankungen zurückzuführen wäre wie auf saisonmäßige Bewegungen.

Wie günstig anderseits das arithmetische Mittel manchmal wirkt, davon wurde schon gesprochen. Wir können — außer bei den Extremen — keinen stichhaltigen Grund angeben, warum die Saisonbeobachtungen alle bis auf den mittelsten oder die beiden mittelsten Posten unberücksichtigt bleiben sollen. Wenn nicht das mehrfache Auftreten gerade einer Beobachtungsgröße deren Glaubwürdigkeit unterstützt, erscheinen die Nachbarglieder mit den gleichen Ansprüchen. Denkt man sich alle Einzelbeobachtungen irgendwie von saisonfremden Faktoren mitbestimmt, so wird der Zufall diese teils nach der einen, teils nach der anderen Richtung wirken lassen. Die Erwartung besteht dann, daß durch die Durchschnittsbildung eine gegenseitige Kompensation der »Fehler« erfolgt, wodurch das arithmetische Mittel selbst dem wahren Saisonwert so nahe gebracht würde wie möglich.

Die Tendenz geht, wie oben angedeutet, auf ein Kompromiß zwischen Median und arithmetischem Mittel. Crum und Persons befürworten dasselbe, um dem neuen Mittelwert eine größere Stabilität zu geben, als sie dem Median bei Saisonmessungen im allgemeinen zukommt. Beide gehen aber nicht davon ab, dem Median unter Hinweis auf krasse Extreme eine größere Zuverlässigkeit zuzusprechen als dem Durchschnitt.

Ihnen gegenüber steht eine zweite Richtung, die ebenfalls ein Kompromiß erstrebt, die sich aber gleichsam von der Seite des arithmetischen Mittels dem Median nähert. Um die Störungen besonders markanter Extreme auszuschalten, läßt auch sie derartige Posten bei ihren Saisonberechnungen unberücksichtigt. Darüber hinaus aber hält sie an dem arithmetischen Mittel fest, beschränkt sich also nicht auf die Durchschnittsbildung der drei oder vier zentralen Glieder. Im Gegensatz zu dem Verfahren des »erweiterten Medians« hätte man dieses Verfahren als das der »bereinigten Durchschnitte« zu bezeichnen[3]). Zu seinem konsequentesten

[1]) The Problem of Estimation, S. 44.
[2]) Jl. Am. Stat. Ass., März 1923, S. 614.
[3]) Man kann sich darauf einigen, von einem »erweiterten Median« zu sprechen, wenn weniger als die Hälfte aller Glieder zur Durchschnittsbildung herangezogen wird; ein »bereinigter Durchschnitt« läge danach vor, wenn gerade die Hälfte der Glieder oder mehr zur Berücksichtigung kommt.

Vertreter gehört der Londoner Wirtschaftsdienst[1]), der Werte nur dann ausschaltet, wenn der Grund ihres ungewöhnlichen Verhaltens klar liegt, wie z. B. bei einem Streik, bei Paniken an der Börse usw. Hall nähert sich diesem Standpunkt, ohne ihn allerdings bis in alle Konsequenzen zu vertreten. Das Institut für Konjunkturforschung sei weiter genannt; es läßt bei seinen sich meist über die 14 Jahre von 1900 bis 1913 erstreckenden Untersuchungen gewöhnlich je sechs Extreme ausfallen und bildet aus den verbleibenden 8 Werten den Durchschnitt[2]). Es nimmt damit eine zwischen der ersten und der zweiten Richtung vermittelnde Stellung ein. (Über den »wahlweisen« Mittelwert vgl. S. 49.)

Ob dem »erweiterten Median«, ob dem »bereinigten Durchschnitt« der Vorzug zu geben sei, ist generell schwer zu entscheiden. Erhebliche Unterschiede werden in der Regel zwischen beiden kaum bestehen, und aus diesem Grunde dürfte die Frage keine große praktische Bedeutung haben. Im übrigen muß aus der jeweiligen Lagerung des Einzelfalls ersehen werden, ob die Anhäufung der Glieder eng genug ist, um die Mittelung nur weniger Posten zu empfehlen, oder ob man bei weiter zerstreut liegenden Werten besser einen bereinigten Durchschnitt bildet. Nur in Beziehung zum reinen Median ist das Urteil nicht zweifelhaft: Bei Differenzen zwischen diesem einerseits, dem erweiterten Median oder dem erweiterten Durchschnitt anderseits, soll man einen der letzteren Mittelwerte vorziehen.

5. Für die Fälle, wo das arithmetische Mittel in irgendeiner Form Anwendung finden kann, ist schließlich zu prüfen, inwieweit gegebenenfalls statt seiner das geometrische Mittel in Betracht käme.

Die Untersuchung kann so eng gefaßt bleiben, weil die zwischen beiden Mittelwerten bestehenden engen Beziehungen die Benutzung auch des geometrischen Mittels von vornherein dort ausgeschlossen erscheinen lassen, wo das arithmetische Mittel dem Modus oder dem Median unterlegen ist. Denn wie der Durchschnitt ist auch das geometrische Mittel infolge der Art seiner Berechnung als n-ter Wurzel aus dem Produkt von n Gliedern dem Einfluß von Extremen relativ stark unterworfen.

Geometrische Mittel in Form bereinigter geometrischer Mittel werden vom Londoner Wirtschaftsdienst ziemlich häufig an Stelle bereinigter Durchschnitte verwendet[3]).

Da große ziffernmäßige Unterschiede zwischen einem bereinigten Durchschnitt und einem bereinigten geometrischen Mittel nicht erwartet werden dürfen, entscheiden über die Anwendung des einen oder des anderen hauptsächlich Bequemlichkeitsrücksichten.

---

[1]) Vgl. London and Cambridge Economic Service, Special Memorandum No. 7, S. 18, S. 26.

[2]) Die weltwirtschaftliche Lage Ende 1925, S. 218. — Vgl. Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, 1926, Ergänzungsheft 1, den Aufsatz von Hennig: Die Ausschaltung von saisonmäßigen und säkularen Schwankungen. H. legt hierbei den Nachdruck mehr auf den Median und den »erweiterten« Median.

[3]) Vgl. Special Memorandum No. 7, Juli 1924, S. 18ff. Der Gebrauch des einen oder anderen Typs wird davon abhängig gemacht, ob es sich um Saisonvorgänge handelt, bei denen sich die einzelnen Monate gegenüber einer Normale um feststehende absolute Beträge oder um bestimmte prozentuale Größen verändern. Die Unterscheidung ist also ähnlich der unsrigen auf S. 11 u. S. 12f. zwischen Saisonschwankungen mit absolut und mit prozentual gleichbleibenden Veränderungen. Bei Vorliegen absoluter Veränderungen soll der bereinigte Durchschnitt genommen werden, bei prozentualen Veränderungen, wo es sich um die Zusammenfassung von Verhältniszahlen — der Quotienten aus den Originalwerten und den »Normalen« — handelt, das bereinigte geometrische Mittel.

Eine Ausnahme von dieser letzteren Regel bildet das vierte Verfahren des Londoner Wirtschaftsdienstes (hier Methode Bowley IV genannt), bei dem die Ursprungswerte monatsweise zu geometrischen Mitteln zusammengefaßt werden, um Saisonzahlen zu ergeben. Der Zweck dieser Methode ist nicht recht ersichtlich. Denn einerseits ist Bowley IV nur bei trendlosen Wirtschaftsreihen anwendbar, andererseits soll das geometrische Mittel gerade dazu dienen, die sich mit dem Trend in der absoluten Größe verändernden Saisonausschläge zu erfassen. In der Tat ist denn auch das Verfahren IV im Spec. Mem. No. 7 trotz der vielen dort gegebenen Saisonnormalen kein einziges Mal angewendet worden. Das darf als Beweis dafür gelten, daß es nur aufgestellt wurde, um ein Gegenstück zu Bowley I (ein Monatsdurchschnittsverfahren) zu haben, ebenso wie bei dem Verfahren beweglicher Durchschnitte Bowley V (geometrische Mittelung) gegenübersteht Bowley II (arithmetische Mittelung) und wie in Bowley VI die Abweichungen vom Trend geometrisch, in Bowley III arithmetisch gemittelt wurden.

Als Ersatz des arithmetischen Mittels bei erweiterten Medianen kommt das geometrische Mittel überhaupt nicht in Frage: Der erweiterte Median ist seiner Natur nach immer noch ein Zentralwert. Daraus folgt, daß er nicht in den Widerstreit arithmetisches-geometrisches Mittel verwickelt werden darf. Er kann und soll nicht mehr sein als ein — wenn auch modifizierter — Median.

Daß die Verwendung des geometrischen Mittels im Falle absoluter jahreszeitlicher Veränderungen (Saisonveränderungszahlen) ebenso wie bei der Ermittelung von Saisonzahlen keinen Sinn hat, braucht als selbstverständlich hier nur kurz erwähnt zu werden.

6. Zusammenfassend ist folgendes zu sagen:

Arithmetische und geometrische Mittel eignen sich für eine unbesehene Anwendung nicht, weil sie dem Einfluß von Extremen zu stark unterliegen.

Der ideale Mittelwert wäre der Modus. Für eine Verwendung kommt er praktisch selten in Frage, weil Beobachtungen an Wirtschaftsvorgängen meist nicht genügend lange durchzuführen sind.

Der Median leistet gute Dienste, wenn eine Anhäufung anderer Glieder um ihn herum stattfindet. Liegt diese Voraussetzung nicht vor, so ist seines launischen Charakters wegen sein Gebrauch nicht zu empfehlen.

Die breiteste Anwendungsmöglichkeit kommt den beiden Kompromißwerten, dem erweiterten Median und dem bereinigten Durchschnitt, zu. Zwischen ihnen besteht annähernde Gleichwertigkeit. Will man differenzieren, so dürfte es angebracht sein, bei engerer Zusammenballung der Einzelwerte gegen die Mitte der Reihe den Median mit einigen Nachbarwerten zum erweiterten Median zu kombinieren. Zeigen die Einzelwerte eine gleichmäßigere Verteilung, so scheidet man von der Durchschnittsbildung am besten nur ausgesprochen krasse Extreme aus (bereinigter Durchschnitt).

Der eventuellen Ersetzung der arithmetischen Mittelbildung beim bereinigten Durchschnitt durch die geometrische Mittelung kommt keine grundsätzliche Bedeutung zu.

7. Für die Bestimmung monatlicher Normalwerte im Rahmen der Verfahren beweglicher Saisonnormalen sind die besprochenen Mittelwerte nicht anwendbar. Da jedem Monat in jedem Jahr grundsätzlich ein anderer jahreszeitlicher Normalwert zukommt[1]), muß davon abgegangen werden, für jeden Monat nur einen Mittelwert zu bestimmen. Vielmehr handelt es sich darum, die Tendenz ausfindig zu machen, nach der sich die saisonmäßigen Normalwerte für die einzelnen Monate von Jahr zu Jahr vergrößern oder verringern. Es liegt also — formal gesehen — ein ähnliches Problem vor, wie bei der Errechnung von Trendlinien, nur wird darauf zu achten sein, daß nach Möglichkeit keine saisonfremden Elemente zur Bestimmung der »Saisontrends« herangezogen werden. Dieser Umstand führt dazu, daß die Diskussion über die Vor- und Nachteile, die in der Berücksichtigung nicht aller gegebenen Einzelmessungen liegen, auch hier aufgenommen werden muß.

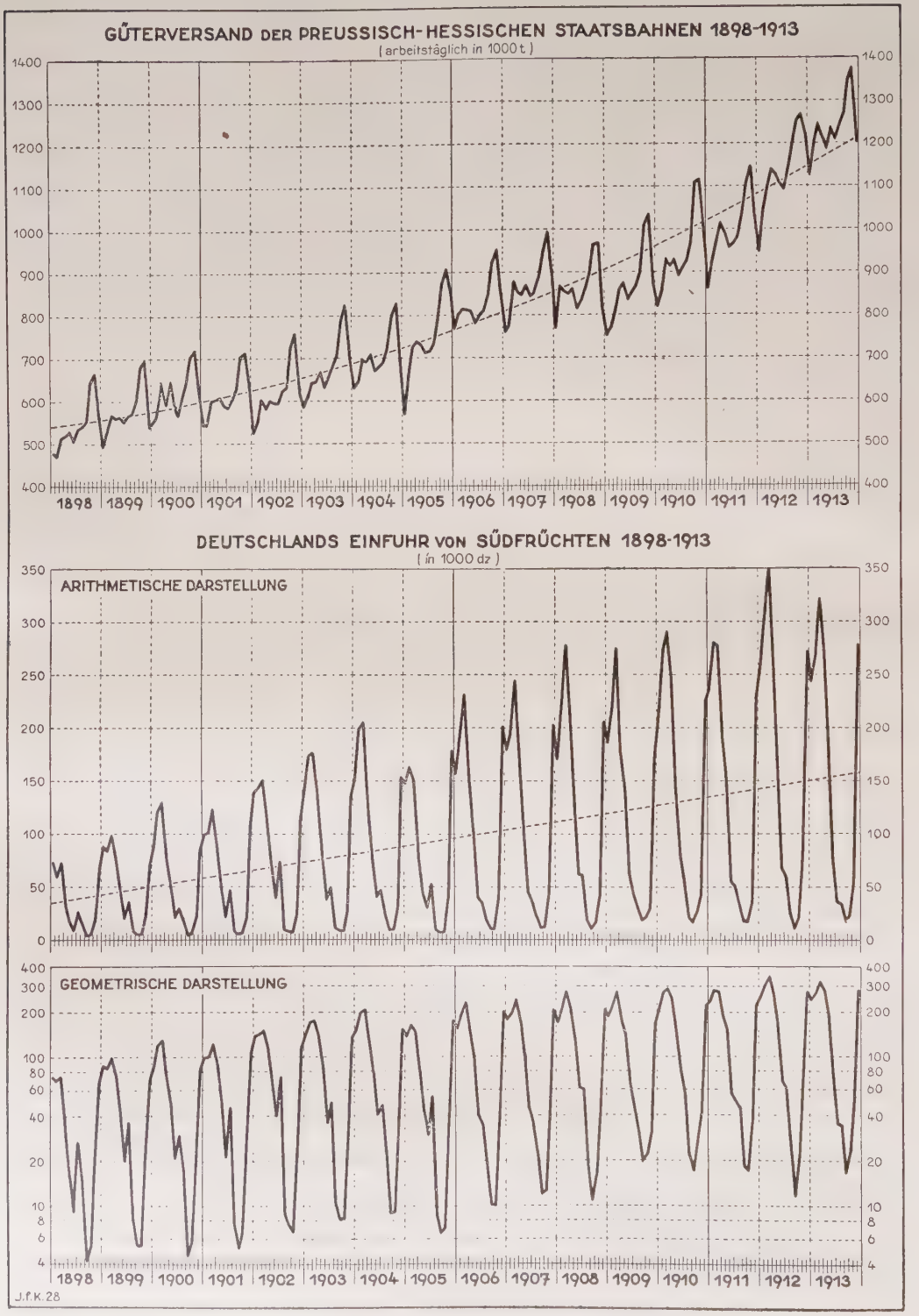
Aus Gründen der Darstellung wurde die Behandlung dieses Gegenstandes auf den Abschnitt XI verschoben.

IV. Die Kontrollen bei der Errechnung von Saisonnormalen.

1. Im vorigen Abschnitt ist schon des öfteren darauf hingewiesen, daß ein Mittelwert für sich noch nicht die Garantie seiner Brauchbarkeit liefert. Mittelwerte sind wohl wichtige Kennzeichen einer Reihe, geben aber keine Beschreibung ihrer sonstigen wichtigen Eigenheiten. Bei der Saisonmessung interessiert der Normalwert nicht schlechthin. Bedeutungsvoll ist

[1]) Vgl. S. 9 und 14.

daneben, ob Saisoneinwirkungen ihn an seine Stelle brachten oder ob sonstige Ursachen im Spiele waren. Es ist also eine Prüfung notwendig, ob und in welchem Grade die tatsächlichen Vorgänge eine Aufeinanderfolge der zwölf Monate, wie sie von den Saisonreihen als normaler Ausfluß jahreszeitlicher Ursachen hingestellt wird, wahrscheinlich machen. D. h., es sind die Wege zu zeigen: 1. den Zufallscharakter einer Saisonreihe zuzugeben bzw. abzu-

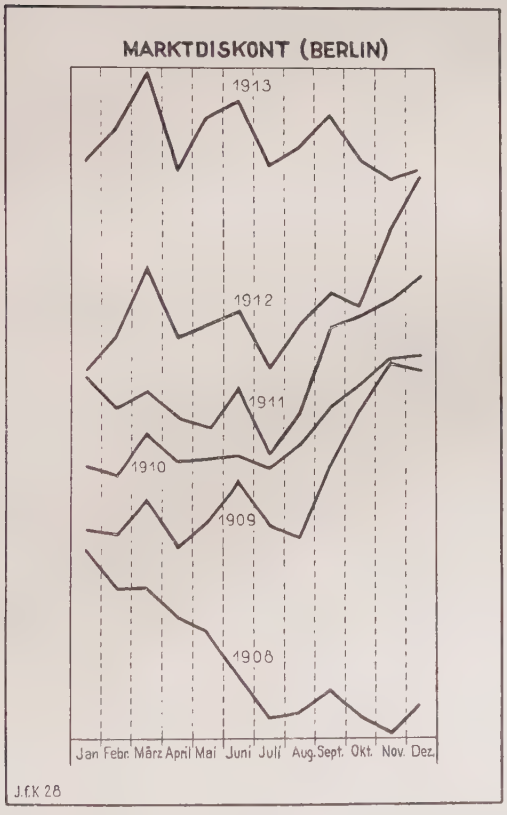


lehnen (vgl. Absatz 2ff), 2. für zu Recht bestehende Saisonreihen den Zuverlässigkeitsgrad zu messen (vgl. V).

In der Praxis wird die Untersuchung zweckmäßig nicht aufgeschoben, bis die Saisonnormalen fertig vorliegen. Denn in den Fällen, wo die Abwesenheit jahreszeitlicher Bewegungen klar ersichtlich ist, kann durch Verzicht auf weitere Berechnungen manche Arbeit erspart werden. Außerdem liefert die genaue Kenntnis der Struktur der zwölf Monatsreihen gute Urteilsunterlagen für die Auswahl passender Saisonmethoden und passender Mittelwerttypen.

2. Eine erste Prüfung hat sich an die graphische Darstellung der zu untersuchenden Ursprungsreihe anzuschließen. Die Aufzeichnung der Kurve pflegt bereits zur Beurteilung des Trends notwendig zu sein, sie ist zudem erwünscht, um eine klare Vorstellung über die allgemeine Natur der betreffenden Wirtschaftsbewegung zu schaffen. In günstigen Fällen reicht das Schaubild zum Beweis vorhandener Saisonschwankungen aus. Die Kurve läßt dann zu bestimmten Terminen des Jahres Hebungen und Senkungen erkennen, wie sie für jahreszeitliche Bewegungen charakteristisch sind. Das nebenstehende Schaubild bringt als Beispiel den Güterversand der preußisch-hessischen Staatsbahnen sowie die Einfuhr von Südfrüchten[1]).

Das Urteil über das Vorhandensein von Saisonschwankungen kann weiterhin durch einen vertikalen graphischen Vergleich erleichtert werden. Man zeichnet zu diesem Zwecke die Kurve in Stücken von je einem Jahr so auf ein Blatt Millimeterpapier, daß die entsprechenden Monate übereinander zu liegen kommen. Gleichläufige Bewegungen von Monat zu Monat treten dann klarer hervor. Weiter gewinnt man einen ungefähren Überblick über die Anzahl der Jahre mit einheitlicher Tendenz und der ohne erkennbare Ähnlichkeit.



Auf einige mögliche Nebenfeststellungen sei noch hingewiesen. Wenn der fortlaufende Linienzug eine ruhige Entwicklung besitzt und seine Grundrichtung weder Steigerungen noch Senkungen aufweist, wird die Vermutung begründet, daß etwa vorhandene jahreszeitliche Bewegungen sich für die Darstellung in einer Reihe von Saisonzahlen eignen. Zu der entgegengesetzten Auffassung führt das Vorhandensein eines ausgeprägten Trends oder starker zyklischer und unregelmäßiger Bewegungen. Saisonschwankungen würden hier wahrscheinlich in Indexziffern oder Veränderungszahlen wiederzugeben sein. Auch für die Wahl zwischen diesen beiden letzteren Formen ist die graphische Betrachtung nützlich. Ist trotz wechselnder Gesamtrichtung der Reihe im großen ganzen ein Gleichbleiben der Saisonausschläge zu erkennen und ist die Kurve auf ein arithmetisch eingeteiltes Liniennetz gezeichnet, so läßt sich daraus die Verwendbarkeit von Saisonveränderungszahlen ableiten. Anders wenn Jahre mit niedrigem Stand der Gesamtreihe kleinere Saisonausschläge erkennen lassen als Jahre mit höherem Gesamtstand. Bei Darstellung der Kurve in einem halb-

[1]) Apfelsinen, Mandarinen, Zitronen, Zedratfrüchte, Mandeln und andere Südfrüchte.

logarithmischen[1]) Koordinatensystem muß, wenn es sich dabei um prozentual gleiche Veränderungen handelt, eine annähernde Gleichheit der Ausschläge erscheinen, in welchem Fall die Saisonindexziffern die richtige Art der Darstellung wären (vgl. Schaubild S. 20).

3. Eine ähnliche überschlägliche Abschätzung der Konstanz jahreszeitlicher Vorgänge ist auf tabellarischem Wege zu erreichen. Bezeichnet man jeden Monat, je nachdem er eine größere oder geringere Höhe besitzt als derjenige, der unmittelbar vorangeht, mit einem positiven oder negativen Zeichen, so muß die Wiederholung derselben Bewegungen in den verschiedenen Jahren an der Verteilung der Zeichen ablesbar sein. Ein Vorherrschen gleicher Zeichen innerhalb der einzelnen Monatsspalten deutet hin auf regelmäßige Schwankungen nach bestimmter Richtung. Uneinheitliche Verteilung läßt auf das Fehlen jahreszeitlicher Schwankungen schließen.

Änderungsreihe für den Marktdiskont Berlin (1900—1913).

Steigerung gegenüber dem Vormonat +, Senkung gegenüber dem Vormonat —, unverändert 0.

Jahr	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1900	.	—	+	—	+	+	—	—	+	—	+	+
1901	—	—	+	—	—	+	—	—	+	+	+	+
1902	—	—	—	—	+	+	—	+	+	+	+	+
1903	—	—	+	—	+	+	—	+	+	—	+	+
1904	—	+	+	—	+	—	—	+	+	+	+	—
1905	—	—	+	—	+	+	—	+	+	+	+	+
1906	—	—	+	—	—	+	—	—	+	+	+	+
1907	—	—	+	—	—	+	—	+	+	—	+	+
1908	—	—	+	—	—	—	—	+	+	—	—	+
1909	—	—	+	—	+	+	—	—	+	+	+	—
1910	—	—	+	—	+	+	—	+	+	+	+	+
1911	—	—	+	—	—	+	—	+	+	+	+	+
1912	—	+	+	—	+	+	—	+	+	—	+	+
1913	—	+	+	—	+	+	—	+	+	—	—	+

Soweit feststellbar, hat in der Wirtschaftsstatistik Jastrow als erster eine systematische Verwendung von Änderungsreihen vorgenommen. In seinem Aufsatz über die regelmäßigen Jahresschwankungen des Arbeitsmarktes[2]) zieht er sie zur Kontrolle und Erläuterung der von ihm errechneten Saisonzahlen heran.

Gegenüber dem graphischen Verfahren haben die Änderungsreihen einige Nachteile. Die Aufzeichnung der Originalreihe gibt einen Eindruck nicht nur über die Richtung der Bewegungen, sondern auch über die Intensität der Ausschläge. Durch die tabellarische Notiz wird jedoch nicht mehr festgehalten als die Tatsache einer Steigerung, einer Senkung oder eines Gleichbleibens von Monat zu Monat. Auch über die jeweilige Anwendbarkeit der einzelnen Formen der Saisonnormalen sagen die Änderungsreihen nichts aus.

In wichtigen Punkten wird dagegen eine Ergänzung des graphischen Verfahrens geliefert. Während die Kurvenbetrachtung zwar auch eine Abschätzung zuläßt, in wieviel Jahren gleiche Schwankungen auftreten und wieviel Konträrbewegungen vorliegen, ist hier die Anzahl der gleich- oder entgegengesetzten Schwankungen aus der Veränderungsreihe sehr viel leichter ablesbar. Außerdem ergibt sich aus dem tabellarischen Vorgehen die Möglichkeit, Aufschluß zu erlangen über einen von Monat zu Monat verschiedenen Grad der Regelmäßigkeit im Eintreffen üblicher Veränderungen. Die als Beispiel gegebene Reihe der Diskontsätze hat im März, Juni, September, November, Dezember wie im Januar, April und Juli größere Einheitlichkeit als in den übrigen Monaten. Sie bestätigt uns damit die in diesem Falle allerdings auch sonst bekannte Tatsache, daß die Diskontsätze zu den Quartalsterminen scharf anzuziehen pflegen, um danach ebenso plötzlich auf einen niedrigeren Stand herabzugehen. Die anderen Monate lassen, wenn eine einheitliche Tendenz auch immer noch erkennbar bleibt, einen ungleich stärkeren Einfluß sonstiger Faktoren erkennen.

[1]) Die Zeitachse mit natürlicher, die Wertachse mit logarithmischer Einteilung.
[2]) Jastrow, Sozialpolitik und Verwaltung, S. 89ff.

Weitergehende Schlüsse zieht der Londoner Wirtschaftsdienst[1]). Wenn von den zwölf gewöhnlich zur Analyse benutzten Jahren gleiche Monate in neun Fällen dasselbe Veränderungszeichen aufweisen, soll das als Beweis vorhandener Saisonschwankungen gelten. Die Regel ergibt sich aus auf der Wahrscheinlichkeitsrechnung beruhenden Überlegungen. Ob sie in ihrer vollen Konsequenz aufrechterhalten werden kann, trotzdem die Änderungsreihe über die Größe der Änderung und damit über die Bedeutung, das Gewicht, der einzelnen Bewegungen nichts aussagt, kann dahingestellt bleiben. Denn in eindeutigen Fällen wird die Verteilung das Verhältnis 12:9 sicher erreichen, in zweifelhaften stehen ergänzend das graphische Verfahren und die Häufigkeitstabellen zur Verfügung.

4. Sowohl die graphische Methode als auch die Änderungsreihen sind in ihrer Beweiskraft relativ eng umgrenzt. Wo Vorgänge mit schwachen Saisonbewegungen zur Analyse stehen, gelingt es nicht immer, eindeutige Unterscheidungen zu treffen. Der Grund liegt darin, daß bloß über die Tendenz der Bewegungen und über die ungefähre Intensität der Ausschläge berichtet wird, ohne jedoch über beide zugleich ziffernmäßige Auskunft zu erteilen. Für die Kontrolle der Mittelwertbildung sind aber diese Fälle die wichtigsten, weil gerade sie strittig zu sein pflegen.

Die Lücke wird ausgefüllt von den Häufigkeits-(Streuungs-)tabellen. Häufigkeitstabellen sind nicht auf die Verwendung bei bestimmten Methoden der Saisonberechnung beschränkt. Als Rohmaterial kann man mit gleichem Recht die Werte der Ursprungsreihen heranziehen wie absolute oder prozentmäßige Veränderungsgrößen. Es widerspricht deshalb den Tatsachen, wenn teilweise der Versuch gemacht wird, die Tabellen als speziellen Vorzug einer besonderen Saisonmethode, der Persons'schen, zu erklären. Richtig ist nur, daß Persons den ausgedehntesten Gebrauch von ihnen gemacht hat, und daß sie erst auf seine Anregung auch bei anderen Saisonverfahren herangezogen wurden.

Das Schema des Aufbaus einer Häufigkeitstabelle ist aus der nachstehenden Tabelle ersichtlich.

STREUUNGSTABELLE
EINFUHR VON SÜDFRÜCHTEN, DARGESTELLT IN VH DER JEWEILIGEN TRENDORDINATEN 1897-1913

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
über 250			I									
„ 240 - 250		I	III									
„ 230 - 240		II	III									
„ 220 - 230		I	IIII									
„ 210 - 220	I	III	I									
„ 200 - 210	II	II	III									
„ 190 - 200	II	III		II	I							I
„ 180 - 190	I	III		IIII								III
„ 170 - 180	IIII	II										III
„ 160 - 170	IIII		I	III								IIII
„ 150 - 160	II			II			I					III
„ 140 - 150				III								I
„ 130 - 140				II								II
„ 120 - 130					I							
„ 110 - 120					IIII							
„ 100 - 110					III		I					
„ 90 - 100				I	IIII							
„ 80 - 90				I	I							
„ 70 - 80							II					
„ 60 - 70						I	II					
„ 50 - 60						IIII	IIII				I	
„ 40 - 50					II	IIIII	II				IIII	
„ 30 - 40						III	IIII	III			IIIII	
„ 20 - 30						I	I	III		I	III	
„ 10 - 20								IIIII	IIIII	IIIII		
J.f.K.28 0 - 10								I	III	II		

Im Rahmen der Berechnung von Saisonzahlen wird die Häufigkeitstabelle in eine gewisse Verwandtschaft zum vertikalen graphischen Vergleich gebracht: Ebenso wie dort kommen auch hier die Werte der Ursprungsreihe zur Verwendung. Zwei bedeutsame Unterschiede bestehen jedoch. Während bei der graphischen Darstellung den einzelnen Jahreskurven jeweils ein eigenes Koordinatensystem zugeteilt werden kann, sieht die Häufigkeitstabelle von vornherein nur einen Wertmaßstab vor. Außerdem verzichtet sie auf die kurvenmäßige Verbindung benachbarter Monate gleichen Jahres. Dadurch wird die Beobachtung von Bewegungsprozessen unmöglich gemacht, die von Höhenunterschieden erleichtert. Erinnert man sich daran, daß Saisonzahlen Niveaumesser sind, so ist die Betonung der statischen und die Verwischung

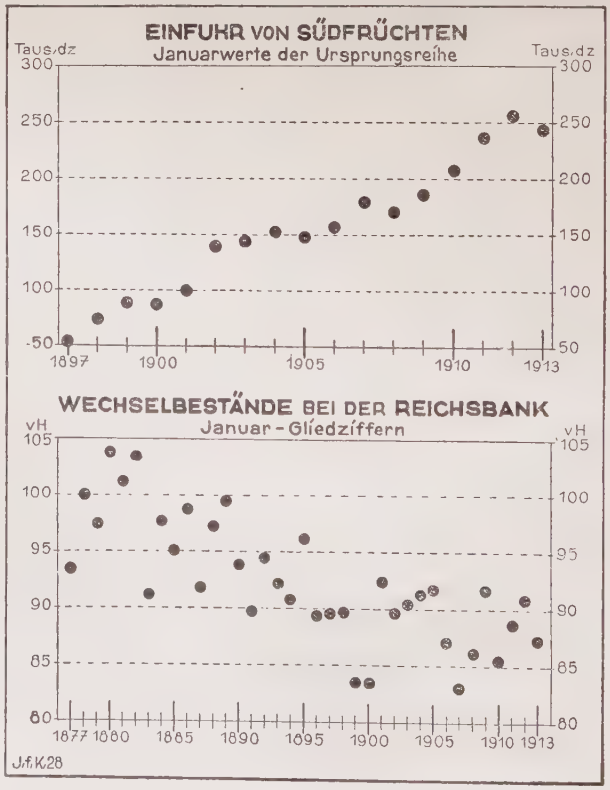
[1]) Vgl. Special Memorandum No. 7, S. 27. Der L. W. betrachtet die Veränderungen der Ursprungswerte gegenüber dem jeweiligen Jahresmittel, nicht gegenüber dem Vormonat.

der dynamischen Erscheinungen als Verbesserung gegenüber dem graphischen Verfahren zu konstatieren.

Eine Fortführung des in den Änderungsreihen liegenden Gedankens bringt die Verwendung von Häufigkeitstabellen bei der Prüfung von Veränderungsgrößen. Die Niveaubetrachtung ist ausgeschaltet, denn sowohl die Messung nach absoluten wie nach prozentualen Beträgen soll gerade von dem Stand der Gesamtreihe unabhängig machen. Zum Vergleich kommen lediglich Bewegungsgrößen, diese aber, und hier liegt der Hauptfortschritt gegenüber den Änderungsreihen, unter Berücksichtigung ihrer Stärke. Es ist möglich, die Veränderungen außer nach ihrer Richtung zugleich nach ihrer Intensität zu erkennen und zu beurteilen. Welche genaueren Schlüsse im Einzelfall aus einer bestimmten Verteilung der Werte zu ziehen sind, ist von Verfahren zu Verfahren verschieden. Allgemein kann man vielleicht nur sagen, daß die Saisonbewegung um so stärker ist, je unterschiedlicher die Werte von Monat zu Monat gelagert sind und um so regelmäßiger, je enger die Häufung innerhalb der Spalten.

5. Die bisher besprochenen Verfahren verzichten auf eine Betrachtung des zeitlichen Eintreffens der einzelnen Januarposten, der einzelnen Februarposten, der einzelnen Märzposten... Etwaige systematische Abwandlungen der Saisonschwankungen zu erkennen, wird auf diese Weise verhindert. Will man sie enthüllen, so ist die Prüfung außer auf die Richtung der jahreszeitlichen Bewegungen und die Größe der Ausschläge drittens noch auf die zeitliche Aufeinanderfolge in den Monatsspalten selbst zu ertrecken.

Der Weg dazu ist, jede der zwölf Spalten in der Häufigkeitstabelle zu einem Punktdiagramm auszuziehen. Für jeden Monat wird ein Koordinatensystem eingerichtet, in dem die vertikale Achse die Werteinteilung, die horizontale Achse die Jahreseinteilung erhält. Die einzelnen Werte kommen durch Punktsetzung zum Eintrag. Wenn die Saisonvorgänge über den dargestellten Zeitraum im wesentlichen unverändert geblieben sind, muß die Masse der Werte über die einzelnen Jahre hinweg ungefähr die gleiche Höhe bewahren. Die starren Verfahren können dann, wenn sonst die Voraussetzungen für eine Saisonberechnung vorliegen, angewendet werden. Tritt jedoch eine Verschiebung zutage, so sind Änderungen vor sich gegangen, deren Auslegung von der Art der eingetragenen Werte abhängt.



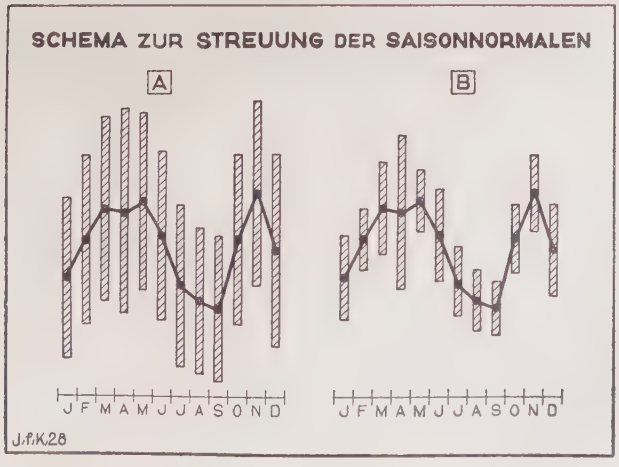
Liegen dem Diagramm die Daten der Ursprungsreihe zugrunde — es ist bei der Errechnung von Saisonzahlen der Fall — so brauchen etwaige darin erkennbare Entwicklungstendenzen keineswegs auf einer Veränderung der Saisonbewegungen zu beruhen (vgl. nebenstehendes Schaubild). Ein Trend würde sich ebenfalls in einem Zug nach aufwärts oder nach abwärts zeigen müssen. Man hätte, sofern man nicht schon zuvor zu der Erkenntnis gelangt ist, nur einen Beweis dafür,

daß die Voraussetzungen zur Anwendung von Saisonzahlen nicht gegeben sind. Auch bei Darstellung absoluter Veränderungen dürfen aus irgendwelchen Verschiebungen nur negative Schlüsse gezogen werden. Ebensogut wie Umgestaltungen in der Struktur der Saisonbewegungen die Ursache sein können, kann auch ein der Originalreihe zukommender Trend bei geometrischer Verbundenheit des saisonmäßigen Geschehens mit dem Gesamtkomplex der betreffenden wirtschaftlichen Erscheinung auf eine sukzessive Erhöhung oder Senkung der absoluten Saisonausschläge hingewirkt haben.

Zweideutig sind auch Verschiebungen im Diagramm, wenn die Eintragung prozentualer Veränderungen erfolgte (bei der Errechnung von Saisonindizes). Man ersieht aus ihnen, daß die Relationen der Ursprungswerte zu den jeweiligen Vergleichsnormen (Vormonat, Trend, beweglicher Durchschnitt usw.) sich geändert haben. Die Ursache kann sein, daß tatsächliche Verschiebungen in den Saisonvorgängen eingetreten sind und daß infolgedessen keines der Systeme zur Errechnung starrer Saisonnormalen zur Anwendung kommen dürfte (vgl. Schaubild, S. 24, Nr. 2). Es ist aber auch möglich, daß die im Punktdiagramm auftretenden Entwicklungstendenzen nur auf der Berechnung der prozentualen Veränderungen gegenüber variablen Bezugsgrößen beruhen und daß sie nicht auftreten würden, wenn die Bezugsgrößen konstant gewählt worden wären: ein Beweis, daß die Saisonbewegungen in diesem Falle am besten durch Saisonveränderungszahlen zu erfassen sind.

V. Der Zuverlässigkeitsgrad der Saisonnormalen.

1. Durch graphische Überprüfung, Änderungsreihen, Häufigkeitstabellen und Punktdiagramme erlangt man Gewißheit über das Bestehen oder Nichtbestehen von Saisonschwankungen. Darüber hinaus gewinnt man eine Vorstellung von der vermutlichen Genauigkeit der Messungen. Man kann sich ein Bild machen, ob die tatsächliche Entwicklung der Wirtschaftsvorgänge der Saisonkonstruktion eng angepaßt sein wird oder nur lose. Man wird angehalten, die verschiedenen Saisonreihen in bezug auf den Grad ihrer Zuverlässigkeit miteinander zu vergleichen. Nirgends aber erfolgt eine bis zum zahlenmäßigen Ausdruck gehende Verdichtung. Saisonnormalen geben genau genommen nur eine Beschreibung der Vergangenheit. Werden sie für eine Abschätzung der Zukunft benützt, muß außerdem die Beweiskraft des Normalbilds feststehen. Bei einer Saisonreihe von der Form der Liniendiagramme des untenstehenden Schaubildes möchte man z. B. wissen, wie die spezifischen Saisonwerte in den einzelnen Monaten liegen, ob sie sich um die Glieder der Saisonnormalen ähnlich dem Schema A oder B verteilen. Die übliche Verteilung um die Normalwerte ist durch die senkrecht stehenden Kästchen angedeutet. Alle sich in ihren Grenzen abspielenden Bewegungen müßten trotz ihres Abgehens von den Normalwerten noch als saisonmäßig angesprochen werden. Durch die schraffierte Fläche auf dem Schaubild ist der mögliche Schwankungsbereich für die einzelnen Monatswerte angegeben. Es liegt auf der Hand, daß man aus der zweiten Kurve die Wirkung jahreszeitlicher Einflüsse sicherer vorausschätzen könnte als aus der ersten, obwohl die Normalbewegung hier wie dort die gleiche Gestalt besitzt.



Für unsere Zwecke würde es sich darum handeln, die Grenzen kennenzulernen, innerhalb derer die tatsächlichen Saisonschwankungen um die Normale gewöhnlich variieren. Da die Messung spezifischer Saisonausschläge im allgemeinen unmöglich ist[1]), erwächst die Aufgabe, dasjenige Streuungsmaß ausfindig zu machen, das auch ohne Kenntnis der wirklichen jahreszeitlichen Bewegungen auf den vermutlichen Streuungsbereich der Saisonbewegungen schließen läßt.

2. Der Spannrahmen, d. i. der Abstand zwischen dem höchsten und dem niedrigsten Wert, besitzt keine Eignung für diesen Zweck. Die alleinige Angabe der Extreme würde nur dann genügen, wenn alle vorkommenden Werte ausschließlich auf das Wirken der saisonmäßigen Komponente zurückzuführen wären. Das ist aber nicht der Fall.

Eine Modifikation des Spannrahmens, die in der Saisonstatistik schon benutzt wurde, sind die Viertelwertsabstände (quartilen Abweichungen)[2]). Crum bediente sich ihrer zur Kritik einer von W. J. King vorgeschlagenen Methode für die Errechnung beweglicher Saisonnormalen[3]).

Die quartile Abweichung besitzt eine Eigenschaft, die in bezug auf die Saisonmessung einen Vorteil bedeuten könnte: Das durch sie gegebene Streuungsmaß ist unbeeinflußt von den kleinsten und größten Gliedern der Reihe. Es wurde schon ausgeführt, daß besonders hohe und besonders niedrige Monatswerte gewöhnlich als saisonfremd anzusprechen sind, weshalb man sie bei der Mittelwertfindung ebenso wie bei der Streuungsberechnung am besten unberücksichtigt läßt. Nun lehrt aber die Erfahrung, daß die Unterschiede zwischen den einzelnen Monatswerten recht beträchtlich sein können. Wird ein Quartil infolge Hinzufügung oder Wegnahme eines oder einiger Jahre auf ein Nachbarglied verschoben, so entsteht leicht eine unverhältnismäßige Erweiterung oder Verengung des Spannrahmens zwischen den Quartilen. Dieser Gefahren wegen wird deshalb am besten auch von der Benutzung der Viertelwerte Abstand genommen.

Die mittlere Abweichung[4]), die im allgemeinen als das sicherste aller Dispersionsmaße gilt, ist für den vorliegenden Zweck ebenfalls nicht geeignet, da durch die Quadrierung eine hier unerwünschte Gewichtung der einzelnen Abweichungen herbeigeführt wird.

3. Es verbleibt somit nur der durchschnittliche Abstand. Er errechnet sich als arithmetisches Mittel aus der Gesamtheit der Abweichungen der Reihenglieder von einem für die Reihe charakteristischen Mittelwert[5]), wobei es keinen Unterschied ausmacht, ob die Saisonnormalen aus Medianen, erweiterten Medianen, Durchschnitten oder bereinigten Durchschnitten berechnet werden.

Das Streuungsmaß soll uns Aufschluß geben über die Variationsgrenzen der spezifischen jahreszeitlichen Bewegungen. Daraus folgt, daß alle nicht als saisonmäßig erscheinenden Werte für die Streuungsberechnung unberücksichtigt bleiben müssen.

Hinweise für die Erkennung unregelmäßiger Werte wurden im Zusammenhang mit der Berechnung bereinigter Durchschnitte gegeben. Neu ist die Aufgabe, die zyklisch bedingten Posten auszusondern. Bei der Bildung von Reihenmitteln war das Ziel hauptsächlich auf die Entfernung der unregelmäßigen Werte abgestellt; den konjunkturellen Einflüssen brauchte keine ebenso große Beachtung geschenkt zu werden, obwohl sie natürlich gleichfalls störende

---

[1]) Vgl. S. 8.

[2]) Der Viertelwertsabstand ist gleich der halben Summe der Entfernungen, die in einer der Größe nach geordneten Reihe zwischen dem Median einerseits, dem oberen und dem unteren Viertelwert (Quartil) andererseits bestehen.

[3]) Vgl. Jl. Am. Stat. Ass., Sept. 1925, S. 427.

[4]) Die mittlere Abweichung ist, wenn mit x die Abweichungen der Monatswerte vom Mittel und mit n die Anzahl der berücksichtigten Abweichungen bezeichnet werden: $\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma x^2}{n}}$.

[5]) Den theoretisch richtigen Ausgangspunkt stellt der Median dar. Der mittlere Abstand der Einzelwerte vom Median ist geringer als der von einem sonstigen Mittelwert.

Faktoren darstellen. Bei der Berechnung von Streuungen werden jedoch die Abweichungen vom Mittelwert unter Abstraktion von ihren Vorzeichen addiert. Daraus ergibt sich, daß konjunkturelle Einflüsse gleicher Größe aber mit entgegengesetztem Vorzeichen sich nicht aufheben wie bei der Bildung des Reihenmittels, sondern in voller Höhe bestehen bleiben. Würde man also die Streuung aus all den Werten errechnen, die für die Festsetzung bereinigter Durchschnitte in Betracht kommen, so hätte man ein Dispersionsmaß für die jahreszeitlichen plus zyklischen Schwankungen. Um ein Dispersionsmaß für die Saisonbewegung allein zu erhalten, sind deshalb auch solche Glieder zu eliminieren, die zwar keine ausgeprägt unregelmäßige, wohl aber eine zyklische Gestalt haben. Zu erkennen werden sie daran sein, daß sie loser um das Reihenmittel gruppiert sind als die Mehrzahl der übrigen Werte.

Als Beispiel sei die Reihe der Einfuhr von Südfrüchten betrachtet. Berechnet man für sie aus den vom Trend bereinigten Werten die Saisonindizes (sog. Methode Hall-Falkner, vgl. VII), und bestimmt man alsdann die Streuung, so wären für den letzteren Zweck aus den einzelnen Monatsspalten etwa die in der nachstehenden Übersicht kursiv gedruckten Werte auszuschalten.

Berechnung der Saisonindexziffern (Methode Hall-Falkner) und der Streuung aus den von Trend bereinigten Werten.
(Einfuhr von Südfrüchten nach Deutschland).

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1897	*192,7*	*228,8*	220,8	195,9	108,3	56,7	*151,1*	12,8	10,4	16,3	44,0	153,0
1898	*209,1*	193,9	*200,3*	*96,0*	*44,8*	*24,0*	69,5	*38,4*	10,4	13,0	45,7	159,2
1899	*206,8*	191,7	224,0	166,7	95,2	44,3	*78,6*	17,1	11,1	10,9	43,9	*137,9*
1900	171,5	*238,9*	*251,0*	146,2	90,0	38,9	55,2	*33,1*	8,3	10,1	36,2	*147,3*
1901	171,3	*171,4*	*206,9*	149,3	*84,8*	*34,9*	*76,0*	12,0	8,2	10,3	45,0	164,7
1902	*211,8*	215,6	225,2	168,3	100,3	57,6	*104,7*	12,7	10,4	9,4	34,7	156,1
1903	*195,2*	*234,4*	236,6	186,4	114,6	49,4	64,2	13,3	10,4	10,3	*29,9*	168,5
1904	*186,8*	*244,4*	*249,5*	154,4	91,9	47,4	55,9	26,6	10,4	10,6	36,2	175,1
1905	166,1	182,1	*166,6*	*88,4*	*46,4*	*32,4*	57,0	*9,2*	6,9	7,4	40,7	*186,1*
1906	162,0	201,2	236,8	158,5	101,9	40,0	34,8	18,3	10,0	9,8	38,0	*194,6*
1907	171,2	186,0	231,8	163,9	95,0	41,8	33,0	20,8	10,9	11,4	39,5	182,2
1908	*152,7*	195,4	*245,3*	185,4	116,1	53,7	52,7	16,5	9,1	13,6	35,3	173,8
1909	*155,5*	182,9	227,0	146,3	117,7	53,9	35,3	24,9	15,1	17,4	*23,9*	*134,6*
1910	163,2	214,9	226,4	191,3	111,8	*62,0*	*42,9*	16,3	13,1	20,3	*31,7*	167,3
1911	175,5	206,4	*203,6*	*139,7*	113,8	40,1	36,7	*31,5*	13,1	12,4	*25,1*	160,5
1912	179,4	213,5	*242,5*	188,0	116,5	47,4	41,1	16,9	7,7	14,6	*54,1*	182,0
1913	162,0	*177,1*	212,1	183,0	*125,7*	51,8	*23,2*	22,1	10,8	15,1	34,3	177,0
Mittelwerte(wahlweis) Durchschnitt	171,3	201,2	226,7	163,9	101,1	47,4	55,5	16,7	10,4	10,3	36,2	167,3
						100,6..						
Saisonindexziffern ..	170,2	199,9	225,2	162,8	100,4	47,1	55,1	16,6	10,3	10,2	36,0	166,2
Summe der für die Streuung berücksicht. Abweich....	44,5	120,8	50,4	218,6	125,0	70,6	136,9	46,4	23,9	46,8	47,7	97,8
Streuung (Durchschnittl.Abweich.) ±	5,0	11,0	5,5	13,5	9,5	5,5	11,5	3,5	1,5	3,0	4,0	8,0

Wie man sieht, ist dem individuellen Ermessen ein ziemlich weiter Spielraum gelassen. Man könnte daraus einen Vorwurf machen und den Einwand erheben, ein derartig von der Einstellung des jeweiligen Bearbeiters abhängiges Verfahren verdiene kein Vertrauen. Im allgemeinen sind auch statistische Methoden, bei denen alle Manipulationen eindeutig feststehen, anderen vorzuziehen. Man darf auf diesem formalen Standpunkt jedoch nicht verharren, wenn die zahlenmäßigen Unterlagen so gering sind wie in unserem Fall und wenn zudem eine nur ergänzende Zahl gesucht wird, die nicht den Ausgangspunkt weiterer Rechnungen bilden soll. Man darf es um so weniger, wenn wie hier ein formal gebundenes Vorgehen augenscheinlich die größeren Fehlerquellen birgt. Zudem erfolgt die Sichtung des Zahlenmaterials nicht willkürlich. Wenn man an die Ausschaltung der (vermutet) zyklischen Werte geht, steht die Lage des normalen Saisonwertes in der Reihe bereits fest. Es sind nur noch diejenigen Glieder zu finden, die zur Charakteristik der Normallage dienen können, zu welchem Zwecke man weniger auf die beiden Enden der Reihe zu achten braucht als auf ihr Kernstück. Der Eindruck aber, ob ein Mittelwert als eng oder lose mit dem Gros der Reihenglieder verbunden zu bezeichnen ist, wird leicht gewonnen und bildet ein relativ verläßliches Auswahlschema.

4. Die Erläuterung der jahreszeitlichen Normalwerte durch Streuungsmaße geschieht einfach durch die Hinzufügung der Streuungsmaße zu den Saisonnormalen. Der Januarindex für die Südfrüchteeinfuhr beträgt 170,2, die Streuung ± 5. Danach nimmt man an, daß ein regulärer Saisoneinfluß die Südfrüchteeinfuhr im Januar auf 170 v. H. des Jahresmittels emportreibt, daß aber eine Abweichung von diesem Satz bis zu 5 v. H. nach oben oder unten sehr wohl noch als saisonmäßig bedingt gelten kann.

Die Verbindung der Streuungswerte mit Saisonindexziffern vollzieht sich jedoch nicht immer in dieser einfachen Form. Grundsätzlich bestehen zwei Möglichkeiten der Verbindung.

Die erste ist gegeben, wenn die Veränderungen der analysierten Wirtschaftsreihe durch die Relationen der Ursprungswerte zu einer Trendlinie oder einem beweglichen Durchschnitt gemessen wurden. Die Mittelwerte aus den monatsweise geordneten Veränderungen gruppieren sich dann annähernd um den gewollten Durchschnitt, d. h. um hundert; andernfalls bedarf es zur Angleichung gewöhnlich nur einer geringfügigen Korrektur. Obwohl die Streuungswerte sich auf die unangeglichenen Mittelwerte beziehen, wird man sie deshalb ohne Bedenken auf die fertige Indexreihe übernehmen dürfen.

Der zweite Fall liegt bei dem Gliedbildungsverfahren von Persons vor[1]). Da hier die Monatsreihen aus Gliedziffern, d. h. aus den Relationen der Ursprungswerte zu den Ursprungswerten des Vormonats bestehen, bezeichnen die Mittelwerte die saisonmäßigen Normalgrößen in dem Verhältnis jedes Monats zum Vormonat. Infolgedessen gibt auch das aus den Gliedziffern gefundene Dispersionsmaß die Streuung an, die in dem prozentualen Verhältnis der Monate zu ihrem Vormonat besteht. Soll es etwas über die Variationsmöglichkeit der einzelnen Monate im Verhältnis zum Jahresdurchschnitt aussagen, also den Saisonindizes vergleichbar sein, so müssen die Streuungen noch auf die Saisonindizes bezogen werden: Man muß feststellen, wieviel die durchschnittlichen Abstände ausmachen würden, wenn die Vormonate jeweils die Höhe der entsprechenden Saisonindizes hätten. Dies geschieht durch Multiplikation der Streuungswerte mit dem Saisonindex für den Monat vorher; das Produkt ist durch hundert zu dividieren. Die sich ergebenden Beträge kann man dann als Streuungsmaße der Saisonindizes betrachten. Die Umrechnung sei an einem Beispiel gezeigt. Aus den Gliedziffern für den Marktdiskont Berlin ergeben sich unter Benutzung der erweiterten Mediane[2]) folgende durchschnittlichen Abstände:

Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
2,5	3,5	3,5	2,4	8,9	2,5	3,0	3,6	5,0	9,0	3,9	2,1

Die Saisonindexziffern lauten:

92,6	85,9	102,1	88,9	94,3	99,5	86,1	90,2	105,0	109,8	119,2	126,1

Mithin betragen die dem Index angepaßten Streuungszahlen:

3,2	3,2	3,0	2,5	7,9	2,4	3,0	3,1	4,5	9,5	4,3	2,5

5. Während sich die starren jahreszeitlichen Normalen entweder direkt oder nach einigen Umrechnungen als Mittelwerte aller jeweils in Betracht kommenden Januar-, Februar- usw. Werte ergeben, errechnen sich die beweglichen saisonmäßigen Normalgrößen aus dem Verlauf der den einzelnen Monatsreihen zugehörigen »Saisontrends«. Die Streuungsmessung bei beweglichen Saisonreihen hat sich infolgedessen auf die Abweichungen zu erstrecken, die zwischen diesen Normalkurven und den entsprechenden Einzelmessungen bestehen.

Diese Streuungsberechnung hat jedoch nur einen sehr bedingten Wert. Wollte man die Zuverlässigkeit beweglicher Saisonnormalen allein von der Größe der Abweichungen abhängig

[1]) Vgl. IX.

[2]) Gliedziffern, erweiterte Mediane und Saisonindizes sind angegeben in der Denkschrift: Die weltwirtschaftliche Lage Ende 1925.

machen, so käme der kleinste Unsicherheitsfaktor der Saisonreihe zu, die einfach den Verlauf der Ursprungswerte als Normalkurve, »Saisontrend«, aufnimmt; denn dann sind die Abweichungen gleich Null. Sicher ist diese Konsequenz falsch. In den Einzelwerten sind immer saisonfremde Elemente vorhanden, die von der Einwirkung auf die Saisonnormale ferngehalten werden müssen. Mithin kommt es weniger darauf an, Linien von möglichst enger Anpassung an die Ursprungswerte zu finden, als in erster Hinsicht solche, welche die Entwicklungstendenz der Saisonnormale am getreuesten widerspiegeln.

Spezieller Teil.

VI. Die Monatsdurchschnittsverfahren.

Durch die Ausführungen im allgemeinen Teil haben wir eine Grundlage gewonnen, um die Methoden, die in der Praxis zur Berechnung von Saisonnormalen angewendet werden oder zur Anwendung vorgeschlagen wurden, in ihrem Wesen zu begreifen und jeder einzelnen ihr Anwendungsgebiet zuzuweisen. Es kann sich dabei nicht darum handeln, ein Verfahren zu suchen, welches allen anderen im theoretischen Aufbau überlegen ist, um dieses zur allgemeinen Anwendung zu empfehlen. Verfahren, die überall anwendbar sein sollen, müssen auch den schwer erfaßbaren Saisonschwankungen gerecht werden können. Sie sind deshalb umständlich zu handhaben und erzwingen in weniger komplizierten Fällen eine unnötige Mehrarbeit und einen empfindlichen Zeitverlust, der vermeidbar ist, wenn man sich der unter den gegebenen Umständen noch anwendbaren einfachsten Methode bedient.

Für die Darstellung schien es nicht zweckmäßig, eine strikte Gliederumg der Verfahren danach durchzuführen, ob sie auf die Errechnung von Saisonzahlen, -veränderungszahlen oder -indexziffern ausgehen. Die beiden ersten Formen werden ja häufig in die dritte umgewandelt und so benutzt. Hinzu kommt, daß der Gang der Rechnungen für Veränderungszahlen und Indizes zum großen Teil nahezu der gleiche ist und sich besser im Zusammenhang darstellen läßt. Dagegen erweist sich eine Gliederung der verschiedenen Verfahren nach ihren Berechnungsgrundlagen als zweckmäßiger. Wir unterteilen deshalb die starren Systeme in die Monatsdurchschnittsverfahren, die Verfahren mit Trendausschaltung, die Verfahren beweglicher Durchschnitte und das Gliedbildungsverfahren. Hieran knüpft die Gruppierung der beweglichen Systeme, bei denen unterschieden wurden: Methoden, die den Durchschnittsverfahren verwandt sind, solche, die dem Verfahren beweglicher Durchschnitte, und solche, die dem Gliedbildungsverfahren entstammen. Eine selbständige Stellung wurde der Methode Snow einerseits, der Methode King II anderseits zuerteilt.

1. Nach der Methode der Monatsdurchschnitte errechnet man Saisonbewegungen, indem aus allen Januar-, allen Februar-, allen März-, ..., allen Dezemberposten der Ursprungsreihe die arithmetischen Mittel festgelegt werden. Die sich ergebenden Durchschnitte sind Saisonzahlen. Die umstehende Übersicht zeigt als Beispiel die Anwendung des Verfahrens auf den Berliner Diskontsatz.

Sollen weiterhin Indexziffern oder Veränderungszahlen berechnet werden, so ist nur nötig, entweder die Saisonzahlen in Prozenten ihres Durchschnitts auszudrücken oder die Differenzen zwischen den Saisonzahlen und ihrem Durchschnitt zu bilden.

Die Methode der Monatsdurchschnitte ist wohl das älteste Verfahren zur Darstellung normaler jahreszeitlicher Schwankungen. Jastrow[1]) gebrauchte sie schon 1902; danach taucht

[1]) Jastrow, Sozialpolitik und Verwaltung, 1902, S. 89ff.

Marktdiskont an der Berliner Börse in den Jahren 1900—1913 in v.H.

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.	Im Jahre
1900	4,42	4,21	5,21	4,43	4,56	4,86	4,06	4,03	4,41	4,03	4,16	4,49	4,41
1901	3,57	3,22	3,79	3,37	3,19	3,20	2,81	2,26	2,68	2,83	2,84	2,96	3,06
1902	2,11	1,85	1,79	1,65	1,98	2,17	1,59	1,73	2,14	2,73	3,11	3,38	2,19
1903	2,26	1,90	2,69	2,61	3,09	3,29	2,96	3,30	3,68	3,32	3,46	3,54	3,01
1904	2,58	2,77	3,44	2,83	3,10	2,98	2,60	2,62	3,09	3,69	3,99	3,94	3,14
1905	2,56	1,93	2,22	1,91	2,30	2,34	2,12	2,23	2,99	4,00	4,62	4,99	2,85
1906	3,81	3,35	4,02	3,44	3,39	3,68	3,49	3,43	4,23	4,83	5,27	5,58	4,04
1907	4,90	4,68	5,40	4,65	4,44	4,66	4,44	4,62	5,08	4,91	6,61	7,07	5,12
1908	4,98	4,48	4,49	4,11	3,91	3,33	2,76	2,82	3,14	2,79	2,54	2,92	3,52
1909	2,24	2,17	2,66	1,98	2,32	2,91	2,28	2,13	3,06	3,83	4,47	4,34	2,87
1910	3,09	2,94	3,52	3,14	3,19	3,23	3,03	3,33	3,85	4,15	4,50	4,53	3,54
1911	3,50	3,07	3,34	2,96	2,84	3,38	2,46	3,03	4,16	4,32	4,51	4,86	3,54
1912	3,33	3,79	4,72	3,75	3,91	4,14	3,36	3,93	4,38	4,19	5,23	5,94	4,22
1913	4,68	5,15	5,90	4,56	5,31	5,53	4,65	4,88	5,35	4,71	4,45	4,57	4,98
1914	3,11												
Summe (1900 bis 1913)	48,03	45,51	53,19	45,39	47,53	49,70	42,61	44,34	52,24	54,33	59,76	63,11	Σ = 605,74
Saisonzahlen	3,43	3,25	3,80	3,24	3,40	3,55	3,04	3,17	3,73	3,88	4,27	4,51	3,605
Saisonindexziffern (Kemmerer)	95,1	90,2	105,4	89,9	94,3	98,5	84,3	87,9	103,5	107,6	118,4	125,1	100,0
Korrekturbeträge	—	0,11	0,22	0,33	0,44	0,55	0,65	0,76	0,87	0,98	1,09	1,20	
Summen (korrigiert)	48,03	45,62	53,41	45,72	47,97	50,25	43,26	45,10	53,11	55,31	60,85	64,31	51,08
Saisonindexziffern (King I)	94,0	89,3	104,6	89,5	93,9	98,4	84,7	88,3	104,0	108,3	119,1	125,9	100,0

sie des öfteren auf, wenn der Versuch unternommen wird, etwas über die Periodizität des Wirtschaftslebens auszusagen[1]). In Amerika bediente sich ihrer besonders Kemmerer, nach dem sie häufig als Kemmerer-Methode bezeichnet wird[2]). Die neuere Statistik ist von dem Verfahren der Monatsdurchschnitte mehr oder weniger abgekommen. Von den großen, die Konjunkturbeobachtung systematisch betreibenden Instituten räumt ihr lediglich der Londoner Wirtschaftsdienst als seinem Verfahren I[3]) neben seinen anderen Methoden einen Platz ein.

Zu welchen Formen der Saisonnormalen die arithmetischen Mittel verarbeitet wurden, ist verschieden. Jastrow und Kemmerer bildeten Saisonzahlen. Überhaupt scheint diese Form bei allen Vorkriegsarbeiten bevorzugt worden zu sein. Der Londoner Wirtschaftsdienst errechnet Saisonzahlen, -veränderungszahlen und -indexziffern nebeneinander.

Der Vorzug der Monatsdurchschnittsmethode liegt in der Einfachheit und Schnelligkeit, mit der alle erforderlichen Rechenoperationen ausgeführt werden können. Außerdem besitzt das Verfahren derartige Anschaulichkeit, daß man auf seine Verwendung kommen kann, ohne zuvor etwas von der Technik der Saisonstatistik gewußt zu haben.

Das Anwendungsgebiet ist jedoch eng. Ungeachtet der Tatsache, daß man sich nach Belieben für Saisonzahlen, Veränderungszahlen oder Indizes entscheiden darf, beschränkt es sich hauptsächlich auf die Domäne der Saisonzahlen. Der Versuch wird unterlassen, die in der Ursprungsreihe wirkenden übrigen drei Bewegungskomponenten von den jahreszeitlichen Bewegungen zu isolieren, unterschiedslos gehen alle Ursprungswerte in die Durchschnitte ein. Diese charakterisieren daher die mittleren Größen der zusammengefaßten vier Komponenten. Sollen die zwölf Durchschnitte die typischen Züge der zu messenden Saisonschwankungen tragen, so muß der Einfluß der Saisonbewegungen den der übrigen Bewegungsarten überwiegen. Je mehr dies der Fall ist, desto einwandfreier ist der Gebrauch der Methode.

---

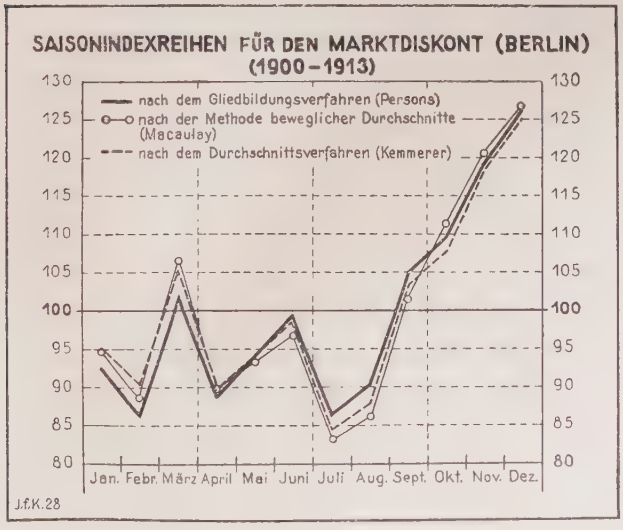
[1]) Vgl. z. B. Hennig, Die Entwicklung der Preise in der Stadt Chemnitz, 1915. Ferner Noll, Die Periodizität des Wirtschaftslebens, 1921. Auch die ausgedehnten Untersuchungen über den saisonmäßigen Charakter wichtiger Gewerbezweige, die von Sidney Webb im Jahre 1912 (London) unter dem Titel: Seasonal Trades herausgegeben wurden, fußen auf diesem Verfahren.

[2]) Kemmerer, Seasonal Variation in the Relative Demand for Money and Capital in the U. S. A.; Washington 1910. — Zum Unterschied von einem an anderer Stelle (S. 37) erwähnten zweiten Kemmererverfahren bezeichnen wir sie als Methode Kemmerer I.

[3]) Vgl. London and Cambridge Economic Service, Special Memorandum No. 7: Bowley and Smith, Seasonal Variations. Der Londoner Wirtschaftsdienst hat sieben Verfahren zur Saisonberechnung. Der Einfachheit halber werden sie im folgenden als »Bowley I—VII« geführt.

Wirtschaftsreihen, die weder einen merkbaren Trend noch starke zyklische oder unregelmäßige Schwankungen besitzen, bei denen sich also für jeden Monat ein saisonmäßiger Normalstand angeben läßt, sind jedoch selten.

Immerhin existieren Wirtschaftsreihen, die einer Trendbeeinflussung schwer zugänglich sind. Es sind Vorgänge, die sich selbst zu regulieren pflegen und die deshalb nicht über, aber auch nicht unter einen bestimmten Stand gehen. Als Beispiel mag man an die Ausführungen von Cassel über die Veränderungen der Zinshöhe denken[1]). Ein sinkender Zinssatz veranlaßt einerseits eine vermehrte Nachfrage nach Kapitaldisposition, anderseits ein sinkendes Angebot daran; anziehende Zinssätze lösen umgekehrt wirkende Kräfte aus. Wenn diese Selbstregulierung auch keineswegs prompt eingreift und auf jede kleine Veränderung reagiert, so zwingt sie doch den Zinssatz zur Oszillation innerhalb gewisser Grenzen. Man halte diesem Beispiel nicht entgegen, daß wir dennoch in der Entwicklung der Zinssätze säkulare Schwankungen beobachten, daß in der Mitte der neunziger Jahre vorigen Jahrhunderts ein Umschwung der bis dahin abnehmenden zu nunmehr steigenden Sätzen stattfand. Denn diese Trendentwicklung ist im Vergleich zu der bei anderen Reihen gering und kann für die üblicherweise zu Saisonberechnungen herangezogene Basisperiode von 1900 bis 1913 vernachlässigt werden. Eindringlicher vielleicht noch ist die Valutabewegung unter dem Zeichen der Goldwährungen. Die intervalutarischen Kurse können nur innerhalb ganz enger Schranken, den beiden Goldpunkten, variieren. — Liegt bei den Zinssätzen und Kursen eine innere Notwendigkeit für die Selbstregulierung vor, so gibt es andere Reihen, bei der sie gleichsam rechenmäßig erfolgt. Das ist bei vielen Reihen der Fall, deren einzelne Glieder das Prozentverhältnis einer Zahl zu einer anderen, am besten eines Teils zu einer Summe, darstellen. So weist z. B. die Kurve der Arbeitslosen in v. H. der gesamten Gewerkschaftsmitglieder für die Vorkriegszeit kaum eine Bewegung auf, die man als Trend bezeichnen könnte[2]). Es ist interessant zu beobachten, daß der Londoner Wirtschaftsdienst, der dem Prinzip der Wirtschaftlichkeit folgend immer die jeweils einfachsten Saisonmethoden zu verwenden sucht, das Monatsdurchschnittsverfahren hauptsächlich bei Vorgängen anwendet, bei denen nach unseren Überlegungen die Voraussetzungen dazu am ehesten vorhanden sein könnten[3]). Es sind: Wechselkurse, Diskontsätze, Arbeitslosenziffern. Die übrigen nicht diesem Komplex angehörigen Wirtschaftsreihen sind beinahe durchweg mit anderen Methoden behandelt.



Einen empirischen Beweis für die Brauchbarkeit der Kemmerer-Methode bringt das nebenstehende Schaubild. Man ersieht daraus, daß die nach Kemmerer I für den Berliner Marktdiskont berechnete Saisonindexreihe keine nennenswerten Unterschiede von den auf Grund des Gliedbildungsverfahrens und der Methode beweglicher Durchschnitte ermittelten Reihen aufweist. Die Übereinstimmung ist um so bemerkenswerter, als die Diskontsätze zwar kaum einen Trend, dafür aber starke zyklische sowie merkbare irreguläre Schwan-

[1]) Cassel, Theoretische Sozialökonomie, 3. Aufl., 1923, S. 187ff.

[2]) Vgl. auch die bemerkenswerte Konstanz in den Saisonbewegungen der prozentualen Anteile der Jungrinder- und Kuhschlachtungen an den Gesamtschlachtungen, wie sie von Paetzmann in den Vierteljahrsheften zur Konjunkturforschung, 1926, Ergänzungsheft 3, S. 41, wiedergegeben sind.

[3]) Vgl. London and Cambridge Econ. Service, Spec. Mem. No. 7.

kungen besitzen und die beiden anderen Verfahren gerade als die technisch vollkommensten Methoden angesprochen werden müssen.

Freilich genügt die Abwesenheit des Trends allein noch nicht, um das Kemmerer-Verfahren einwandfrei erscheinen zu lassen, auch zyklische und außergewöhnliche Ursachen müssen sich in engen Grenzen halten. Wo der Spielraum für die Bewegung einer Reihe so eng gezogen ist wie bei den Wechselkursen zwischen Goldwährungsländern, treten selbstverständlich auch diese Komponenten zurück, doch besteht in anderen Fällen eine gleiche Gebundenheit nicht. Gerade von den oben zitierten Geld- und Arbeitsmärkten ist bekannt, daß sie starken zyklischen Schwingungen unterliegen. Inwieweit letztere im Verein mit unregelmäßigen Bewegungen geeignet sind, die Verwendung des Kemmerer-Verfahrens zu verhindern, ergibt sich von Fall zu Fall aus der (am besten vertikalen)[1]) graphischen Untersuchung. Zu bemerken ist nur, daß diese Störungen minder gefährlich sind als die vom Trend ausgehenden. Denn bei dem wellenförmigen Auf und Ab, dem Charakteristikum vieler zyklischer Bewegungen, liegt die Erwartung nahe, daß einzelne Posten einer bestimmten Monatsreihe, etwa der Januare, durch die Konjunktur eine Erhöhung erfahren, während andere Posten derselben Reihe im Ausgleich dafür einer konjunkturmäßigen Senkung unterliegen. Trendeinflüsse wirken hingegen vorwiegend in gleicher Richtung.

Was schließlich die unregelmäßigen Werte angeht, so sieht man in ihnen den Haupteinwand gegen das Monatsdurchschnittsverfahren[2]). In der Tat ist nicht zu leugnen, daß die Einbeziehung aller Werte in den Durchschnitt leicht zu groben Fehlern Anlaß geben kann. Es liegt jedoch keine Notwendigkeit vor, sich der allgemeinen u. a. von Jastrow und Kemmerer geübten Praxis anzuschließen und sämtliche Ursprungswerte in den arithmetischen Mitteln zu berücksichtigen. Bei Reihen mit nur gelegentlichen abnormen Schwankungen lassen sich die Extreme durch Bildung bereinigter Durchschnitte leicht unschädlich machen. Eine derartige Handhabung — der Londoner Wirtschaftsdienst nimmt sie vor — entkräftet die gegen die Methode gerichteten Angriffe mindestens in den Fällen, wo die unregelmäßigen Posten nicht in übergroßer Zahl auftreten.

Das Verfahren der Monatsdurchschnitte ist also in jedem Fall zu gebrauchen, wenn die Ursprungswerte keinen Trend und nur wenige unregelmäßige Schwankungen besitzen und wenn die zyklische Komponente nicht zu stark in Erscheinung tritt. Sind diese Voraussetzungen erfüllt, so stehen die Resultate denen anderer ungleich mühseligerer Methoden an Genauigkeit nicht nach.

2. Sind die drei Voraussetzungen nicht erfüllt, so muß die Verwendung der Methode in der geschilderten einfachen Form unterbleiben. Es entsteht dann die Frage, ob nicht durch Verbesserungen die Beseitigung der einen oder der anderen Fehlerquelle erreicht werden kann.

Eine direkte Ausschaltung der zyklischen Komponente, die selbst nur als Residuum zwischen den Ursprungswerten einerseits, dem Trend und der Saisonbewegung anderseits gemessen wird, ist unmöglich.

Irregulären Einwirkungen entgeht man durch Bildung bereinigter Durchschnitte nach dem Vorbild des Londoner Wirtschaftsdienstes oder durch Errechnung erweiterter Mediane. Zur Wahl zwischen den beiden Mittelwerttypen wird zweckmäßig eine Häufigkeitstabelle herangezogen. Meist wird man sich darauf beschränken müssen, nur auffallend unregelmäßige Posten zu eliminieren. Denn da die Anlage des Monatsdurchschnittsverfahrens nicht gleichartige Veränderungstendenzen von Monat zu Monat herausschält, sondern die Verarbeitung monatlicher Niveaus vornimmt, verzichtet man besser auf die Ermittlung monatlicher

[1]) Vgl. S. 21.

[2]) Vgl. Helen D. Falkner, On the Measurement of Seasonal Variations, Jl. of Am. Stat. Ass., Juni 1924, S. 167.

Durchschnittsniveaus, wenn die Werte in den einzelnen Monatsspalten nicht dicht beieinander liegen.

Die eigentliche Reformmöglichkeit liegt in der Berücksichtigung des Trends. Um das zu erkennen, hat man sich vor Augen zu halten, daß ein Trend sich meist fortlaufend in der gleichen Richtung bewegt und mithin zu einem systematischen Fehler der Monatsdurchschnitte Anlaß gibt. Wenn z. B. in einer Wirtschaftsreihe ein steigender Trend angenommen wird, haben alle späteren Glieder der Reihe einen stärkeren Zug nach oben als die früheren. Da nun jeder Einzelposten einem stärkeren Trendeinfluß unterliegt als der des Vormonats, also alle Februare trendmäßig höher sind als die dazugehörigen Januare und ein gleiches für jeden weiteren Monat gegenüber seinem Vormonat zutrifft, müssen auch die Monatsmittel diesem stufenförmigen Zuwachs unterworfen sein. Den geringsten Zuwachs erfährt der Januardurchschnitt, einen größeren der Februardurchschnitt, den größten der Dezemberdurchschnitt. Der verzerrende Trendeinfluß läßt sich bei vielen von Kemmerers Kurven wahrnehmen, z. B. bei den Saisonzahlen der Kontokorrentkredite (loans), der Depositen und des Banknotenumlaufs, die alle einen kennzeichnenden scharfen Abfall von Dezember zu Januar aufweisen[1]).

Für den Fall, daß der Trend gleichmäßig steigt, also eine Gerade ist, kann die vom Trend ausgehende Störung leicht in einen zahlenmäßigen Ausdruck gefaßt werden. Die Trendlinie erfahre pro Jahr einen Zuwachs von t Punkten. $\frac{1}{12}\,t$ ist dann die monatliche Steigerung und $\frac{11}{24}\,t$ die Steigerung von Mitte Januar bis zur Jahresmitte, $\frac{9}{24}\,t$ die Steigerung von Mitte Februar bis zur Jahresmitte, ... $\frac{11}{24}\,t$ die Steigerung von der Jahresmitte bis Mitte Dezember. Daraus folgt, daß für Reihen mit geradlinigem Trend das Monatsmittel um $+\frac{11}{24}t$ für den Januar, um $+\frac{9}{24}t$ für den Februar, ..., um $-\frac{11}{24}t$ für den Dezember korrigiert werden müßte, sollen die Monatsmittel als Ausdruck für die Bewegung der Ursprungsreihe bei bloß saisonmäßigen Einflüssen gelten. Natürlich dürfen die korrigierten Mittelwerte nicht mehr als Saisonzahlen ausgegeben werden, weil sie nichts aussagen über den tatsächlichen Stand der Ursprungsreihe in den einzelnen Jahreszeiten. Begnügt man sich nicht mit der Auffindung von Saisonveränderungszahlen, so hätte man deshalb Saisonindexziffern darzustellen. Man würde zu diesem Zweck die abgeänderten Monatsmittel zu ihrem eigenen Durchschnitt in Beziehung setzen, d. h. sie durch ihren Durchschnitt dividieren und den Quotienten mit hundert erweitern.

Die Wechselkredite der Reichsbank unterlagen beispielsweise einem starken Trend. Wenn die Monatsdurchschnitte für Zwecke der Saisonmessung verwendet werden sollen, wäre an ihnen die Trendkorrektur vorzunehmen. Die nach der Methode der kleinsten Quadrate bestimmte Trendgerade weist eine jährliche Steigerung von 30,2 Mill. ℳ auf, mithin ist das berichtigte Januarmittel $964{,}4 + 13{,}8 = 978{,}2$, der korrigierte Februardurchschnitt $821{,}5 + 11{,}3 = 832{,}8$ usw. Die Errechnung der Indexziffern und -veränderungszahlen ist aus der umstehenden Zusammenstellung ersichtlich.

Den eben geschilderten Weg zur Verbesserung der Kemmerer-Methode beschreitet der Londoner Wirtschaftsdienst (Methode Bowley III[2]). Davies[3]) — Chaddock[4]) schließt sich ihm an — weist einen anderen, der sich von jenem jedoch nur unwesentlich unterscheidet. Statt die Korrekturen arithmetisch an den Mittelwerten der zwölf Monate vorzunehmen, empfiehlt er die Bereinigung der unkorrigierten Mittelwerte mit Hilfe der Trendlinie des mittelsten Jahres. In unserem Beispiel sind die Jahre 1901 bis 1913 berücksichtigt, die mittelsten zwölf Monate umschließen also den Zeitraum von Anfang Januar 1907 bis Ende

[1]) Kemmerer, a. a. O., S. 24.
[2]) Vgl. Spec. Mem. 7, S. 21.
[3]) Davies, Introduction to Economic Statistics, S. 116—120.
[4]) Chaddock, Principles and Methods of Statistics, S. 340.

Errechnung von Saisonveränderungszahlen und -indexziffern nach den Methoden Bowley III und Davies.

(Wechselbestände der Reichsbank in Mill. ℳ.)

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.	Jahres-durch-schnitte
1901	856,5	698,1	747,7	771,3	737,2	826,7	959,2	921,7	956,5	925,4	858,2	886,1	845,4
1902	793,8	713,2	763,1	757,5	717,7	755,7	756,0	713,0	791,1	861,8	808,4	874,5	775,5
1903	789,3	679,7	739,8	785,2	845,1	902,5	859,3	792,4	916,3	968,4	917,5	953,7	845,7
1904	869,9	747,6	841,2	879,3	822,7	801,1	799,7	756,9	838,9	887,0	795,3	840,9	823,4
1905	771,5	676,9	780,7	842,7	853,0	929,5	932,1	867,7	1 094,1	1 120,5	999,8	1 037,4	908,8
1906	902,7	794,9	890,9	887,2	834,9	932,3	972,8	916,4	1 132,4	1 254,1	1 191,3	1 188,7	991,5
1907	987,9	884,0	1 041,3	1 058,2	1 032,8	1 077,4	1 073,7	1 035,8	1 182,8	1 274,6	1 252,1	1 329,0	1 102,5
1908	1 144,0	949,5	1 011,5	993,7	971,1	974,2	933,9	896,1	990,7	968,8	846,7	932,5	967,7
1909	854,9	747,6	847,8	870,4	872,0	956,2	935,7	840,4	998,3	1 073,3	1 000,4	1 029,6	918,9
1910	878,8	780,7	1 006,3	1 000,2	910,3	932,3	943,3	916,9	1 159,0	1 213,7	1 077,1	1 114,3	994,5
1911	986,9	852,9	1 001,2	1 027,5	934,8	1 020,6	1 015,4	896,7	1 295,1	1 339,8	1 169,9	1 392,6	1 077,8
1912	1 264,6	1 019,1	1 205,6	1 228,2	1 037,1	1 104,0	1 106,1	1 027,8	1 346,4	1 488,0	1 384,4	1 648,8	1 238,5
1913	1 436,9	1 134,8	1 334,2	1 317,3	1 149,4	1 155,7	1 091,6	925,0	1 078,7	1 066,7	893,8	1 048,1	1 136,0
Summen.....	12 537,7	10 679,0	12 211,3	12 418,7	11 727,1	12 368,2	12 379,3	11 506,8	13 780,3	14 442,1	13 194,9	14 276,2	
					Methode Bowley III.								
Durchschnitte ...	964,4	821,5	939,3	955,3	902,1	951,4	952,3	885,1	1 060,0	1 110,9	1 015,0	1 098,2	971,3
Trendkorrekturen.	+ 13,8	+ 11,3	+ 8,8	+ 6,3	+ 3,8	+ 1,3	— 1,3	— 3,8	— 6,3	— 8,8	— 11,3	— 13,8	0,0
Korrig. Durchschn.	978,2	832,8	948,1	961,6	905,9	952,7	951,0	881,3	1 053,7	1 102,1	1 003,7	1 084,4	971,3
Saisonveränderungszahlen ...	+ 6,9	— 138,5	— 23,2	— 9,7	— 65,4	— 18,6	— 20,3	— 90,0	+ 82,4	+ 130,8	+ 32,4	+ 113,1	0,0
Saisonindexziffern	100,7	85,7	97,6	99,0	93,3	98,1	97,9	90,7	108,5	113,5	103,3	111,6	100,0
					Methode Davies.								
Durchschnitte ...	964,4	821,5	939,3	955,3	902,1	951,4	952,3	885,1	1 060,0	1 110,9	1 015,0	1 098,2	971,3
Trend	957,5	960,0	962,5	965,0	967,6	970,1	972,6	975,1	977,6	980,2	982,7	985,2	»
Saisonind. (unangeglichen) ..	100,7	85,6	97,6	99,0	93,2	98,1	97,9	90,8	108,4	113,3	103,3	111,5	99,9
» (angeglichen)	100,8	85,6	97,6	99,0	93,2	98,1	97,9	90,8	108,5	113,4	103,4	111,6	100,0

Dezember 1907. Der durchschnittliche Wechselbestand für die ganze Periode beträgt 971,3 Mill. ℳ. Dieser Betrag, der »Zentralwert« — im Sinne der Trendberechnung —, gilt für den trendmäßigen Normalstand im Mittelpunkt der Periode, der zwischen dem Juni 1907 und dem Juli 1907 liegt. Da die jährliche Neigung 30,2 Mill. ℳ ausmacht, ergibt sich für Mitte Juli 1907 die Trendordinate durch Erhöhung des Zentralwerts um 1,25 Mill. ℳ, die Hälfte der monatlichen Neigung; entsprechend sind 1,25 Mill. ℳ zu subtrahieren, um den Wert für Mitte Juni 1907 zu bekommen. Die Ordinaten für die übrigen Monate erhält man durch fortlaufende Addition bzw. Subtraktion von je 2,5 Mill. ℳ für jeden neu hinzukommenden Monat. Die resultierenden Trendwerte (vgl. vorstehende Übersicht) können als die typischen Trendwerte der gesamten Periode betrachtet werden, ist doch die Neigung der Trendlinie für jedes Jahr die gleiche. Da sie in der Mitte der gesamten Periode liegen, dürfen sie auf die Monatsmittel der vorstehenden Übersicht bezogen werden.

Den Trendeinfluß schaltet man durch Division der (mit hundert erweiterten) Monatsmittel durch die entsprechenden Trendposten aus. Wenn diese Quotienten im Durchschnitt nicht hundert ausmachen, werden sie nach vorheriger Erweiterung mit 100 durch Division durch ihr arithmetisches Mittel darauf gebracht. Die sich ergebenden Werte sind die Saisonindizes (vgl. obige Übersicht).

Die Methoden Bowley III und Davies sind nicht nur der Form, sondern auch in gewisser Hinsicht dem Wesen nach verschieden. Inwieweit das Anlaß zu abweichenden Resultaten gibt, hängt von der Stärke des Trends ab. Bei kleineren Trendkorrekturen werden im allgemeinen keine Diskrepanzen auftreten, bei erheblichen jährlichen Neigungen müßten sie schon eher bemerkbar werden. Theoretisch besser ist die Methode Bowley III, wenn die Saisonausschläge ihrem Normalbetrage nach in der absoluten Größe über die ganze Periode als gleich anzunehmen sind, wenn also die Saisonveränderungszahlen ihr eigentliches Anwendungsgebiet hätten. Steht zu vermuten, daß die saisonmäßigen Normalbewegungen zwar in einem feststehenden Verhältnis zum Niveau der Gesamtkurve erfolgen, die absoluten Ausschläge dagegen veränderlich sind, wäre das Verfahren von Davies vorzuziehen.

Sowohl die Methode Davies wie Bowley III setzen das Vorhandensein eines linearen Trends voraus; beide sind unzureichend, wenn die Ursprungsreihe einen anderen Grundzug der Bewegung aufweist. Wie dem Kemmerer-Verfahren, kommt auch ihnen genügende Zuverlässigkeit nur zu, wenn die jahreszeitlichen Bewegungen gegenüber den zyklischen und zufälligen Schwankungen klar hervortreten.

Entsprechendes gilt für eine weitere Methode, die Methode Bowley VI. Sie ist im Grunde aufgebaut wie Bowley III, mit dem Unterschied nur, daß sie sowohl die Durchschnittsbildung wie die Trendkorrektur an den Logarithmen der Ursprungswerte vorsieht. Die Resultate werden alsdann in natürliche Zahlen zurückverwandelt. D. h. man bildet aus den Ursprungswerten die geometrischen Mittel und führt eine Korrektur auf Exponentialtrends durch, da ja die Errechnung der linearen Trends für die logarithmierten Ursprungswerte geschieht. Wie die Methode Davies hat auch dieses Verfahren sein eigentliches Anwendungsgebiet bei Wirtschaftsreihen, deren absolute Saisonausschläge sich in konstanter Relation zu der absoluten Höhe der Trendordinaten halten.

3. Ein weiterer Versuch, aus den einfachen oder bereinigten Durchschnitten der Ursprungswerte einen etwaigen Trendeinfluß zu entfernen, stammt von W. J. King[1]). King geht von der Differenz aus, die zwischen dem auf das letzte Jahr folgenden Januar und dem Januar des Anfangsjahres besteht. Ein Zwölftel davon subtrahiert er von der Summe der Februarposten, zwei Zwölftel von der Summe der Märzposten ....., elf Zwölftel von der Summe der Dezemberposten. Durch nachfolgende Umrechnung der Differenzen in Meßziffern auf der Basis ihres Summendurchschnitts erhält er »korrigierte« Saisonindizes. Nach dem Beispiel der Übersicht S. 30 wäre der von der Februarsumme abzuziehende Wert $\frac{1}{12}$ (3,11 — 4,42), für den Dezember $\frac{11}{12}$ (3,11 — 4,42); Die abgeänderten Monatssummen für den Berliner Marktdiskont lauten daher:

Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
48,03	45,62	53,41	45,72	47,97	50,25	43,26	45,10	53,11	55,31	60,85	64,31

woraus sich die folgenden »korrigierten« Saisonindexziffern ergeben

94,0	89,3	104,6	89,5	93,9	98,4	84,7	88,3	104,0	108,3	119,1	125,9

King ist der Meinung, daß durch die Korrektur der Trend genügend berücksichtigt sei und daß die erhaltenen Saisonindizes ausreichende Genauigkeit besitzen, sobald nur der jahreszeitliche Faktor, verglichen mit dem zyklischen, genügend groß ist. Dieser Ansicht kann nicht beigetreten werden. Abgesehen davon, daß K. der Beseitigung evtl. vorhandener unregelmäßiger Posten gar keine Beachtung schenkt, was um so auffälliger ist, als er bei anderer Gelegenheit vor dem Gebrauch des allumfassenden arithmetischen Mittels in der Wirtschaftsstatistik warnt[2]), ist auch sein eigentlicher Reformvorschlag nicht glücklich. Der Korrekturwert unterliegt dem Zufall in hohem Maße. Wenn der eine Januar zufällig in einer Depressionsphase liegt, der andere in einer Hausse, würde die Differenz der beiden Januarwerte selbst dann zu einer Trendkorrektur Anlaß geben, wenn in Wirklichkeit überhaupt kein Trend vorhanden ist. Bei den Diskontsätzen (vgl. Übersicht S. 30) ist man z. B. genötigt, einen fallenden Trend zu berücksichtigen, obwohl in Wirklichkeit die Tendenz der Diskontsätze in der Zeit von 1901 bis 1913 eher nach oben geht. Selbst wenn in einem konkreten Fall die beiden Januare so gewählt sind, daß ihre zyklische Komponente wahrscheinlich die gleiche ist und auch unregelmäßige Einwirkungen fehlen, wäre vor Anwendung des Verfahrens immer noch die Untersuchung notwendig, welcher Art der unterliegende Trend ist, geradlinig oder von welcher anderen Form. Allenfalls kann das King'sche Verfahren zur Ausschaltung eines linearen Trends versucht werden, und zwar mit größerer Leichtigkeit

[1]) An improved Method for Measuring the Seasonal Factor, Jl. Am. Stat. Ass., September 1924, S. 301.
[2]) Jl. Am. Stat. Ass., 1924, S. 473 ff.

als die entsprechenden Methoden des Londoner Wirtschaftsdienstes und von Davies. Dafür hätte man jedoch eine erhöhte Unsicherheit in Kauf zu nehmen, die daraus resultiert, daß die Trendkorrektur bloß von zwei Werten abhängt und nicht, wie es der Begriff des Trends erfordert, von dem Verlauf der Ursprungsreihe in ihrer Gesamtheit. Eine Anwendung auf nichtlineare Trendkurven ist, was King festzustellen unterläßt, in jedem Fall ausgeschlossen.

4. In ähnlich formaler Weise wie King will Westergaard[1]) den Trendfehlern entgehen, nur daß er sich für die Korrektur auf eine größere Anzahl von Werten stützt. Wenn mit z die seit Jahresanfang verflossenen Bruchteile eines Jahres bezeichnet werden, so soll jeder Monat des ersten Jahres mit dem diesem Bruchteil entsprechenden Betrag berücksichtigt werden, jeder Monat des letzten Jahres mit dem der Größe $(1 - z)$ entsprechenden Betrag. Da die entsprechenden Posten des ersten und letzten Jahres sich nur zu einem vollen Monatswert ergänzen, kämen die saisonmäßigen Normalwerte dem $(n - 1)$ten Teil der Monatssummen gleich, wenn die Anzahl der Jahre n ausmacht. Aus den Durchschnitten wären alsdann Veränderungszahlen oder Indizes abzuleiten.

Dient die Reihe der Wechselbestände als Beispiel, so hätten wir den Januar 1901 mit $\frac{1}{24}$ seiner wirklichen Größe einzusetzen, den Januar 1913 mit $\frac{23}{24}$; den Februar 1901 mit $\frac{3}{24}$, den Februar 1913 mit $\frac{21}{24}$; ..... den Dezember 1901 mit $\frac{23}{24}$, den Dezember 1913 mit $\frac{1}{24}$. Die Monatsposten der Jahre 1902 bis 1912 werden mit ihrem vollen Betrage übernommen. Welche Monatssummen, Saisonveränderungszahlen und Saisonindizes sich für die Wechselbestände ergeben, ist der nachstehenden Aufstellung zu entnehmen.

Errechnung von Saisonveränderungszahlen und -indexziffern nach der Methode Westergaard.

(Wechselbestände der Reichsbank in Mill. ℳ*)).

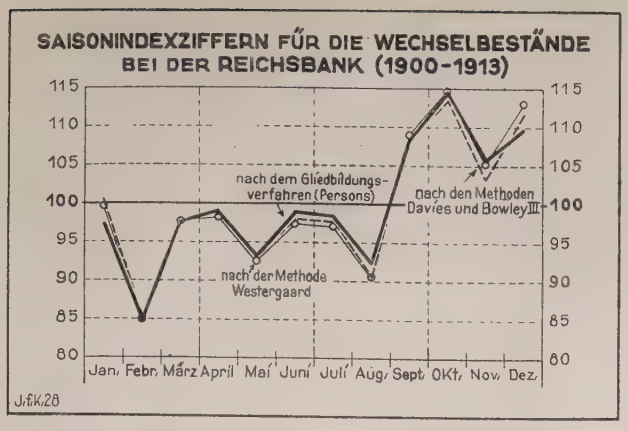
	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1901	35,7	87,3	155,8	225,0	276,5	378,9	519,6	576,0	677,5	732,6	750,9	849,2
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
1913	1 377,0	993,0	1 056,2	933,1	718,4	626,0	500,3	346,9	315,6	222,2	111,7	43,7
Summe	11 657,0	9 926,4	11 341,4	11 488,2	10 826,4	11 390,7	11 348,4	10 583,0	12 738,2	13 404,8	12 305,5	13 234,9
Durchschnitt	971,4	827,2	945,1	957,4	902,2	949,2 973,9	945,7	881,9	1 061,5	1 117,1	1 025,5	1 102,9
Saisonveränderungszahlen ...	— 2,5	— 146,7	— 28,8	— 16,5	— 71,7	— 24,7	— 28,2	— 92,0	+ 87,6	+ 143,2	+ 51,6	+ 129,0
Saisonindexziffern	99,7	84,9	97,7	98,3	92,6	97,5	97,1	90,6	109,0	114,7	105,3	113,2

*) Die Ursprungswerte sind in Übersicht S. 34 angegeben.

Das Verfahren von Westergaard ist fast so bequem wie das von King, aber auch ebenso willkürlich und in der theoretischen Konstruktion ebensowenig überzeugend. Wir wollen davon absehen, daß Westergaard der unregelmäßigen Störungen keine Erwähnung tut und daß seine Methode wie alle übrigen Abänderungen des Kemmererverfahrens geringe irreguläre und zyklische Komponenten voraussetzt. Schwer wiegt, daß die Trendkorrektur nicht an dem wirklich vorhandenen Trend orientiert wird, sondern an der zufälligen Größe der Glieder im Anfangs- und Endjahr. Die hierdurch eröffneten Fehlermöglichkeiten sind nicht so groß wie bei King, jedoch reichen sie hin, um die Zuverlässigkeit der Methode geringer erscheinen zu lassen als die von Davies und dem Londoner Wirtschaftsdienst (Bowley III und VI). Wollte man die Methode Westergaard zur Anwendung bringen, so kämen dafür nur Wirtschaftsvorgänge in Frage, die einen linearen Trend besitzen und die außerdem einen ruhigen Verlauf aufweisen.

Das nebenstehende Schaubild bringt einen Vergleich der Saisonindexreihen nach Persons, Davies, Bowley III und Westergaard. Auch hier erweist sich das Überflüssige der Verwendung so komplizierter Methoden wie des Gliedbildungsverfahrens, wenn Wirtschaftsvorgänge mit aus-

[1]) On Periods in Economic Life, Metron, Vol. V, No. 1 v. 1. 6. 25, S. 7.



geprägten Saisonschwankungen behandelt werden. Durch das Schaubild S. 31 wurde gezeigt, daß bei trendlosen Reihen, genügende Intensität der Saisonbewegungen vorausgesetzt, das Gliedbildungsverfahren gut durch einfache Methoden ersetzt werden kann. Aus dem nebenstehenden Schaubild ergibt sich das gleiche für ebensolche Wirtschaftsvorgänge mit linearem Trend. Die Saisonindizes für die Wechselbestände nach der Methode von Persons lauten wie unten angegeben. Berücksichtigt man die Streuung, so ergeben sich als Grenze der jahreszeitlichen Schwankungen die vermerkten Streuungszonen. Rundet man auf volle Prozent ab — um die Vortäuschung einer nicht vorhandenen Genauigkeit zu vermeiden, bedient man

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
Indexziffern.....	97,4	84,6	97,6	99,0	93,3	99,0	98,5	92,3	108,5	114,5	105,8	109,8
Streuung (±) ...	2,3	2,7	3,6	1,8	2,8	2,6	0,6	1,4	4,7	3,9	2,9	1,9
Streuungszonen	95,1 bis 99,7	81,9 bis 87,3	94,0 bis 101,2	97,2 bis 100,8	90,5 bis 96,1	96,4 bis 101,6	97,9 bis 99,1	90,9 bis 93,7	103,8 bis 113,2	110,6 bis 118,4	102,9 bis 108,7	107,9 bis 111,7

sich der fertigen Indexziffern am besten immer ohne Dezimalen —, so findet eine Überschreitung der Streuungszonen nur in drei Fällen statt. Die Indizes nach Davies und Bowey III lauten für Januar 101 gegen 95 bis 100, die nach Westergaard im Juli 97 gegen 98 bis 99 und im Dezember 113 gegen 108 bis 112.

5. Im Anschluß an die besprochenen Saisonmethoden ist noch ein Verfahren zu erwähnen, das Kemmerer seiner ersten Methode ergänzend hinzugefügt hat. Obwohl es nicht zur Gruppe der Monatsdurchschnittsverfahren gehört, soll es an dieser Stelle behandelt werden, weil es als direkte Fortsetzung der Kemmerer-Methode gelten kann. In ihm ist vorgesehen, die einzelnen Monate jedes Jahres in eine Skala einzureihen, an deren Nullpunkt der niedrigste Ursprungswert des betreffenden Jahres steht und bei welcher der höchste Monatsposten des gleichen Jahres den Wert 100 erhält. Wenn z. B. in einer Marktdiskontreihe in einem bestimmten Jahre der niedrigste Diskontsatz 2 v. H., der höchste 8 v. H. ausmacht, würde ein Satz von 6 v. H. im selben Jahr den Skalenwert 66,7 erhalten $(\frac{6-2}{8-2} \cdot 100)$. Aus den so gewonnenen Skalenwerten sind dann für die 12 Monatsreihen die arithmetischen Mittel zu bilden, die zu Saisonindexziffern umgestaltet werden können.

K. erwartet von diesem Vorgehen, daß es den Einfluß abnormer Schwankungen beseitige und daß die Wahl der Jahresspannrahmen als Skala die Störung der Durchschnitte durch langandauernde nicht saisonmäßige Bewegungen ausschließe. Die letzte Annahme erscheint gerechtfertigt. Dadurch, daß jeder Monatswert auf seinen Jahresspannrahmen bezogen wird, ist für eine Trendkorrektur Sorge getragen. Aber die Skala hängt weitgehend ab von den unregelmäßigen Schwankungen, und diese Tatsache ist geeignet, den Wert der Methode im ganzen fragwürdig zu machen. Nicht nur der Saisonfaktor bringt die Extreme hervor, sondern auch das zyklische und insbesondere das unregelmäßige Element. Bestimmt ein solcher Posten die Skala, so ist in die Saisonberechnung ein doppelter Fehler hineingetragen. Es wird nicht nur das arithmetische Mittel für die betreffende Monatsreihe gefälscht, sondern es werden auch die übrigen nicht extremen Skalenwerte des gleichen Jahres und damit die arithmetischen Mittel für die übrigen Monatsreihen davon berührt.

VII. Die Saisonverfahren mit Trendausschaltung.

1. Der in der Methode Davies und Bowley III wie VI eingeschlagene Weg wird systematisch in der Gruppe von Saisonverfahren weiterverfolgt, die sich an die Messung jahreszeitlicher Schwankungen erst begibt, nachdem der Trend aus der Ursprungsreihe ausgeschaltet ist. Die Bildung der Mittelwerte für die zwölf Monate erfolgt nicht, wie bei der Kemmerermethode und allen ihren Varianten, aus den ursprünglichen Werten, sondern aus deren absoluten oder prozentualen Abweichungen vom Trend. Die unmittelbare Verarbeitung der Originalwerte zu Mittelwerten, die etwas, wenn auch nachher zu korrigierendes, über den saisonmäßigen Normalverlauf aussagen sollen, ist damit aufgegeben. Unterlassen wird aber auch die systematische Ausschaltung der konjunkturmäßigen Komponente, höchstens daß man versucht, den anzuwendenden Mittelwerttypus nebenbei in den Dienst dieser Sache zu stellen. Der Hauptunterschied gegenüber Davies und Bowley beruht darin, daß sich bei diesen die Trendeliminierung der Mittelwertbildung anschließt, während hier das Umgekehrte zutrifft. Als Folge davon ist im letzteren Fall eine größere Freiheit in der Auswahl der Mittelwerte gegeben, denn nach Beseitigung des saisonfremden Trendeinflusses ist eine bessere Abschätzung der jahreszeitlichen Bewegungen möglich. Außerdem besteht nicht, wie bei King, Westergaard und anderen, der Zwang zur Entfernung ganz bestimmter, nämlich gerader Trends, vielmehr steht die Wahl desjenigen Trendtyps frei, welcher die säkulare Entwicklung der Ursprungsreihe am besten wiedergibt[1].)

2. Abweichungen vom Trend können prozentual oder absolut gemessen werden. Dementsprechend besteht die Möglichkeit, jahreszeitliche Normalen zu gewinnen, die entweder über absolute oder prozentmäßige Veränderungen der einzelnen Monatswerte gegenüber der jeweiligen Trendordinate berichten. In unserer Terminologie bedeutet dies, daß man auf die Errechnung von Saisonveränderungszahlen und die von Saisonindexziffern ausgehen kann. Ausschließlich Indexziffern berücksichtigt Falkner[2]), der eine Vertreter der Saisonmethoden mit vorheriger Trendausschaltung; Hall[3]), der andere, rechnet auch mit Veränderungszahlen[4]).

In theoretischer Hinsicht besteht kein Zweifel, welche Saisonnormalen im Einzelfall zu wählen sind. Wir wissen, daß Veränderungszahlen jahreszeitliche Ausschläge messen wollen, die unbeeinflußt durch Verschiebungen im Niveau der Gesamtreihe von Jahr zu Jahr in gleichen absoluten Beträgen erfolgen. Wir wissen ferner, daß allein Saisonindexziffern verwendbar sind, wo die jahreszeitlichen Schwingungen in ihrer absoluten Höhe von dem Trend des betreffenden Wirtschaftsvorganges abhängen. Als Hilfsmittel zur Entscheidung im konkreten Fall hat die graphische Untersuchung zu dienen. Weist die Kurve kleinere jahreszeitliche Ausschläge bei niedrigem Stand, größere bei hohem Stand auf, und erscheinen diese Ausschläge bei Darstellung im halblogarithmischen Koordinatensystem als gleich, so liegt der typische Anwendungsfall von Saisonindexziffern vor; andernfalls sind Veränderungszahlen vorzuziehen[5]).

3. Sind die Veränderungen gegenüber der Trendlinie ermittelt, so handelt es sich darum, den passendsten Mittelwerttypus auszuwählen. Dies geschieht am besten unter Heranziehung der üblichen Streuungstabellen. Dabei sind die Gesichtspunkte maßgebend, die wir schon oben S. 23 besprachen.

[1]) Auf die Bestimmung der Trendlinien selbst kann in dieser Arbeit nicht eingegangen werden. Aus der einschlägigen Literatur seien genannt Persons, a. a. O.; Hennig, Die Ausschaltung von saisonmäßigen und säkularen Schwankungen, S. 19ff., sowie: Die Analyse von Wirtschaftskurven.

[2]) Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1924.

[3]) Ebenda.

[4]) Weiterhin vgl. Carmichael, Methods of computing seasonal indexes. C. schlägt als Modifikation der hier zu schildernden Verfahren eine »Differenzen«methode vor; statt der Abweichungen der Ursprungswerte vom Trend werden deren erste bzw. zweite Differenzen zur Saisonberechnung benutzt.

[5]) Vgl. auch oben S. 21.

Aus den zwölf Mittelwerten gewinnt man Saisonindizes, wenn die Trendabweichungen prozentual gemessen sind, d. h. die Ursprungswerte in v. H. der Trendordinaten ausgedrückt wurden. Es ist nur nötig, die Mittel auf ihren Durchschnitt zu beziehen, womit erreicht wird, daß die zwölf Werte im arithmetischen Mittel hundert ausmachen (vgl. hierzu Übersicht S. 27). Wurden die Trendabweichungen nach absoluten Beträgen dargestellt — als Differenzen zwischen Ursprungswerten und Trendordinaten —, so ergeben sich aus der Mittelwertbildung die Saisonveränderungszahlen Damit die Summe der zwölf Veränderungszahlen, wie erforderlich [1]), Null ergibt, ist u. U. auch hier eine entsprechende Angleichung der Mittelwerte vorzunehmen.

4. Zwischen den Methoden Hall-Falkner und Bowley III, Davies, Bowley VI besteht eine weitgehende Verwandtschaft. Keine Identität; denn durch die Bearbeitung der Trendabweichungen statt der Ursprungswerte wird die Beurteilung des Streuungsbildes vor den Störungen durch Trendeinflüsse gesichert, was im Rahmen der Verfahren von Davies und Bowley nicht der Fall ist. Infolgedessen erleichtert Hall-Falkner die Auswahl der Mittelwerte für die zwölf Monate. In praktischer Hinsicht ergibt sich bei Hall-Falkner der Vorteil, daß zur Eliminierung des Trends keine Sonderarbeit notwendig ist, weil die Bereinigung der Ursprungsreihe vom Trend einen wesentlichen Bestandteil jeder Konjunkturanalyse bildet, ob man die Saisonnormalen nach dem einen oder dem anderen Verfahren feststellt. Bei Davies-Bowley erfordert hingegen die Ausschaltung des Trends eine besondere Rechnung. Von der größeren Freiheit, die durch die vorherige Trendbereinigung in bezug auf die Auswahl der Trends entsteht, wurde bereits gesprochen (S. 38).

Was die Beeinflussung des Hall-Falkner-Verfahrens durch saisonfremde Einflüsse angeht, so ist offenbar, daß Trendstörungen ausgeschlossen sind. Gegen die irregulären Schwankungen kann durch die Art der Mittelwertbildung Vorsorge getroffen werden. Nur in bezug auf die zyklischen Einflüsse besteht keine unmittelbare Sicherung. Wie bei allen bisher besprochenen Verfahren beruht die Sicherung ausschließlich in der Wahl einer genügend langen Zeitspanne, durch die ein gegenseitiges Aufheben der konjunkturmäßigen Komponente erhofft werden kann. Es ist aber zu betonen, daß die Paralysierung, soweit sie überhaupt stattfindet, nicht ausreicht, zyklische Störungen ganz fernzuhalten.

ARBEITSTÄGLICHE KOKSPRODUKTION IN DEUTSCHLAND 1901 – 1913

STREUUNG DER GLIEDZIFFERN

	Jan. Dez.	Febr. Jan.	März Febr.	Apr. März	Mai Apr.	Juni Mai	Juli Juni	Aug. Juli	Sept. Aug.	Okt. Sept.	Nov. Okt.	Dez. Nov.
106,5 u. darüber			I	I	I							
106,0 "												
105,5 "		III								I		
105,0 "									I			
104,5 "				II				I	I	I	I	
104,0 "		I									I	
103,5 "	II	III				I			I		II	
103,0 "					I	I	I				I	
102,5 "		II		I				I	IIII	I	I	
102,0 "	I	I				I		II	IIII	II		
101,5 "	I	I			I	I		II		I	I	
101,0 "			I	II			III		I	II	II	
100,5 "	II		I			III	IIII	III	IIII	II		IIII
100,0 "	II			I		I		I		I		
99,5 "					II		II	I	I	II	I	I
99,0 "		I	I	II	II		I					I
98,5 "			II	I	I	I	I	I				
98,0 "	I		I		II	II	I	I				IIII
97,5 "			II		I							
97,0 "	I		I			I					I	II
96,5 "			I	I	I	I					I	I
96,0 "			I	I								
95,5 "												
95,0 "	I			I								
94,5 "					I							
94,0 "												
93,5 "												
93,0 u. darunter	I	I	I									

STREUUNG DER URSPRUNGSWERTE IN VH DES TRENDS

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
150 u. darüber												
148 "												
144 "												
140 "												
136 "		I										
132 "	I											
128 "			I									
124 "												
120				I								
116 "		I	I		I						I	
112 "	II	I	I	I	I	II	II	II	II	I	II	II
108 "		II			II					I	II	I
104 "	II		II	II		III	II	II	II	II	III	I
100 "	I	I		I	I		I	II	I		II	I
96 "	II	III	II	III	III	III	II	I	I	II	IIII	II
92 "	II	II	II	III	II	I	II	II	III	III	I	IIII
88 "	II	I	IIII	III	I	IIII	II	III	II		I	
84 "					II		II	I	I	I		I
80 "												
76 "												
72 "												
68 "												
64 "												
60 "	I											
56 "		I										
52 "												
48 "												
44 u. darunter												

JfK 28

[1]) Vgl. S. 12.

Das Hall-Falkner-Verfahren kann deshalb nur angewendet werden, wenn die konjunkturmäßigen Einflüsse nicht so groß sind, daß sie den saisonüblichen Rhythmus wesentlich verschleiern. Liegt ein solcher Fall vor, so hat man zu Methoden zu greifen, bei denen es möglich ist, außer den Zufallsposten auch die Konjunktureinflüsse systematisch auszuschalten. Man unternimmt, wie wir später sehen werden, den Versuch dazu mit dem Gliedbildungsverfahren nach Harvard und den Methoden beweglicher Durchschnitte. Aus dem Vergleich der Streuung der bei diesen festgestellten Veränderungsbeträge mit den Veränderungen gegenüber dem Trend beim Hall-Falkner-Verfahren sind daher wichtige Aufschlüsse über die verschiedenen Widerstände, die gleiche Konjunkturbewegungen jeder der beiden Gruppen von Saisonverfahren entgegensetzen, und über die relative Zuverlässigkeit der Hall-Falkner-Methode zu erhalten. Als Beispiel sei auf die Streuungstabellen für die Koksproduktion verwiesen (s. S. 39). Während aus der Lagerung der Gliedziffern mit ziemlicher Sicherheit auf das Vorhandensein wenn auch schwacher jahreszeitlicher Schwankungen in der Erzeugung von Koks geschlossen werden kann, erlaubt das Streuungsbild der vom Trend bereinigten Ursprungswerte diesen Schluß nicht.

VIII. Die Verfahren beweglicher Durchschnitte.

1. Das Wesen der Methode beweglicher Durchschnitte liegt in der Bildung von Zwölfmonats-Perioden, die sich vom Anfang der Ursprungsreihe bis zu deren Ende fortbewegen. Durch die Zusammenziehung von 12 aufeinanderfolgenden Monaten wird keine Ausschaltung zyklischer Schwingungen erreicht, beseitigt werden lediglich kleinere Unregelmäßigkeiten der Ursprungsreihe und die saisonmäßigen Bewegungsbestandteile. Denn da die jahreszeitlichen Schwankungen in strengem Zwölfmonatsrhythmus erfolgen, müssen sich bei der Zusammenziehung der zwölf Monate die einzelnen Saisonkomponenten aufheben. Jeder bewegliche Durchschnitt bedeutet also hier gleichsam einen unter Trend- plus Konjunktureinwirkungen entstandenen Normalwert.

2. Die Zwölfmonatsperiode kann verschieden gewählt werden. Entweder ist sie das Kalenderjahr; in diesem Falle vergleicht man jeden Durchschnitt nacheinander mit allen zwölf in das Kalenderjahr fallenden Gliedern der Ursprungsreihe und bestimmt entweder die absoluten oder die prozentualen Unterschiede zwischen den ursprünglichen Werten und den Kalenderjahresdurchschnitten. (Der Unterscheidbarkeit halber wollen wir diese Art der beweglichen Durchschnitte als »variable« Durchschnitte bezeichnen.) Oder man schafft jedem Monatsposten der Ausgangsreihe einen speziellen Vergleichswert derart, daß man diesen als Durchschnitt aus den umliegenden zwölf Monaten, innerhalb derer der fragliche Monat in bestimmter Weise gelagert ist, bildet (beweglicher Durchschnitt i. e. S.[1]). Danach würde der erste Durchschnitt etwa aus den 12 Ursprungswerten vom Januar bis Dezember des ersten Jahres zu errechnen sein, der zweite Durchschnitt aus den 12 Ursprungswerten vom Februar des ersten Jahres bis zum Januar des zweiten Jahres usw.

3. Bei der Heranziehung des Kalenderjahres als Periode wären, wenn Saisonindexziffern gewünscht werden, die Operationen folgende: Die Januar-, Februar-, ... Dezemberwerte des ersten Jahres sind nacheinander durch den aus dem ersten Jahr gewonnenen Monatsdurchschnitt zu dividieren und mit 100 zu multiplizieren. Nachdem ein gleiches für alle Jahre durchgeführt ist, sind die Januarverhältnisse zu mitteln, die Februarverhältnisse usf. Die erhaltenen zwölf Monatsmittel sind dann die Saisonindexziffern. Sollen statt der Indizes Veränderungszahlen gewonnen werden, so stellt man die Differenzen

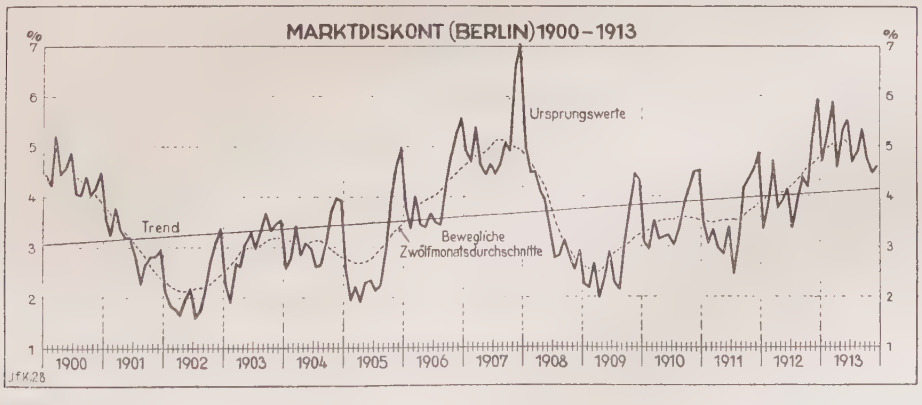
[1]) Diese Klassifizierung steht in einem gewissen Gegensatz zu der sonst üblichen Terminologie, nach der man dazu neigt, allein im letztgenannten Fall von beweglichen Durchschnitten zu sprechen.

zwischen dem Jahresdurchschnitt des ersten Jahres und dem Januar bis Dezember des gleichen Jahres fest, wiederholt dieses Vorgehen für alle übrigen Jahre und findet schließlich für jeden der zwölf Monate einen mittleren Differenzbetrag, die Saisonveränderungszahl.

Ein besonderer Nachteil des Verfahrens besteht in den unvermittelten Übergängen von einem Jahresdurchschnitt zum anderen, was bei merkbarem Trendeinfluß Verzerrungen ergeben muß. Für den Januar bedeutet der Jahresdurchschnitt etwas anderes als für den Juni, für den Juni etwas anderes als für den Dezember. Die Januarwerte würden, ein Steigen des Trends vorausgesetzt, ständig mit zu großen Normalposten verglichen, die Dezemberwerte ständig mit zu kleinen. Das Umgekehrte träfe bei Sinken im Grundzug der Bewegung zu. Bei einem bald steigenden, bald fallenden Trend würde sich der Fehler nach der vorherrschenden Bewegung richten. So kann nicht angenommen werden, daß durch das Verfahren einem Trend, wie immer er auch geartet sein möge, richtig Rechnung getragen wird. Inwieweit die zyklischen und unregelmäßigen Komponenten Berücksichtigung finden, hängt ab von der Art der Mittelung der Verhältniszahlen bzw. der Differenzen. Da aber die Methode schon dem Trendeinfluß nicht gerecht zu werden vermag, scheint sie denn auch in der Literatur außer bei Gressens[1]) keine Erwähnung gefunden zu haben.

Trotz der offenbaren Mängel kann jedoch dem Verfahren eine gewisse Bedeutung nicht abgesprochen werden. Gerade in Deutschland ist man oft gezwungen, allein auf Grund von in der Nachkriegszeit beobachteten Bewegungsvorgängen Rückschlüsse zu ziehen auf die Normalgestalt jahreszeitlicher Erscheinungen. In solchen Fällen kann das oben geschilderte Verfahren gute Dienste erweisen, wenn die Ursprungsreihe so ausgeprägte jahreszeitliche Schwingungen besitzt, daß trotz der knappen zeitlichen Basis eine hinreichende Erfassung der Saisonbewegungen zwar wahrscheinlich ist, man aber nicht erwarten darf, durch andere, an sich bessere Methoden zu genaueren Resultaten zu kommen.

4. Die Verzerrung der Prozentverhältnisse bzw. der Differenzbeträge läßt sich vermeiden, wenn der Bereich des arithmetischen Mittels fortlaufend von Monat zu Monat weitergerückt wird statt unvermittelt um volle zwölf Monate[2]). Das Federal Reserve Board vergleicht so gebildete bewegliche Durchschnitte mit den Monaten der Ursprungsreihe, die innerhalb der Zwölfmonatsperiode an siebenter Stelle stehen. Der Londoner Wirtschaftsdienst betrachtet sie als Normalwert für die genauen Mitten der Perioden[3]). Das untenstehende Schaubild läßt die enge Anpassung der aus beweglichen Durchschnitten gebildeten Hilfskurve an den Verlauf der Ursprungsreihe erkennen und verdeutlicht insbesondere den unterschied-



[1]) Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1925, S. 206.

[2]) Vgl. oben S. 40.

[3]) Der bewegliche Durchschnitt für den Juli des ersten Jahres wäre beispielsweise aus einer Periode zu bilden, in welcher der Januar des ersten sowie der des zweiten Jahres mit halbem Gewicht, die dazwischenliegenden 11 Monate mit vollem Gewicht erscheinen.

lichen Anteil, den die zyklische Komponente an der Entfernung zwischen den einzelnen Punkten der Originalreihe und den entsprechenden Punkten der Trendlinie bzw. der Hilfslinie aus den beweglichen Durchschnitten hat. Man gewinnt daraus eine Vorstellung, um wieviel unabhängiger die Methode beweglicher Durchschnitte von Konjunktureinflüssen macht als die Verfahren mit Verarbeitung absoluter oder auch prozentualer Unterschiede zwischen Trend und Ursprungsreihe.

a. Den Ausgangspunkt für die Berechnung von Saisonveränderungszahlen bilden die Differenzen zwischen den ursprünglichen Gliedern und den entsprechenden beweglichen Durchschnitten. Nach der Praxis des Federal Reserve Board würde man vom Juli des ersten Jahres das arithmetische Mittel aus den zwölf Monaten des gleichen Jahres subtrahieren; vom August des ersten Jahres das arithmetische Mittel aus den zwölf Monaten vom Februar des ersten Jahres bis zum Januar des zweiten Jahres, usf. Aus den Differenzen wären dann für jeden der zwölf Monate durch entsprechende Mittelwertbildung die Veränderungszahlen zu errechnen. Die Methode ist überall, wo Veränderungszahlen überhaupt erwünscht sind, in der skizzierten Weise anwendbar.

In etwas veränderter Form wird vom Londoner Wirtschaftsdienst mit der Berechnung der beweglichen Durchschnitte gleichzeitig die Berechnung der Differenzen verbunden (Methode Bowley II)[1]).

Der Unterschied, der sich aus der Anwendung der Methode nach Bowley II und der erstgeschilderten Verfahrensweise ergibt, liegt in folgendem: Bowley II erfordert die reinen arithmetischen Mittel aus den monatlichen Veränderungsgrößen und verhindert damit, die Wahl der Mittelwerte nach dem Aussehen der Streuungstabellen einzurichten. Bei der anderen Methode steht es frei, die Saisonveränderungszahlen aus reinen oder bereinigten Durchschnitten, aus reinen oder erweiterten Medianen zu bilden.

Da Saisonveränderungszahlen über die jahreszeitlichen Vorgänge in absoluten Zahlen berichten, beschränkt sich die Brauchbarkeit der beiden Methoden auf die Fälle, wo die Änderungen der Saisonausschläge nicht im Zusammenhang mit den säkularen Schwankungen erfolgen. Die Gesamtentwicklung wirtschaftlicher Vorgänge wird jedoch sehr häufig auf die saisonmäßigen Vorgänge zurückwirken[2]). Zu erwarten ist deshalb, daß das eigentliche Anwendungsgebiet der beiden Methoden Wirtschaftsreihen ohne starke säkulare Tendenz sind, deren zyklische Schwingungen aber eine Anwendung sowohl der Verfahren der Monatsdurchschnitte wie derjenigen mit vorheriger Trendausschaltung unerwünscht erscheinen lassen. Weitere Voraussetzung ist, daß auch die zyklischen Schwankungen keinen maßgeblichen Einfluß auf die absolute Größe der Saisonausschläge ausüben.

b. Liegen die genannten Voraussetzungen nicht vor, verändert sich also die absolute Größe der Saisonausschläge gemäß den aus zyklischen oder säkularen Einwirkungen resultierenden Niveauverschiebungen der Gesamtreihe, so müssen Saisonindexziffern errechnet werden. Es geschieht, indem die prozentualen Abweichungen der Originalwerte von den zugehörigen beweglichen Durchschnitten festgestellt werden. Wiederum kann dabei auf zweierlei Weise vorgegangen werden, nach dem Vorbild des Federal Reserve Board und nach dem Vorbild des Londoner Wirtschaftsdienstes (Bowley V).

Das vorhin an erster Stelle genannte Verfahren beweglicher Durchschnitte zur Errechnung von Saisonveränderungszahlen stammt nicht direkt vom Federal Reserve Board. Es ist nur in Anlehnung an die nunmehr zu beschreibende Methode entwickelt, deren sich das F. R. B. zu Saisonschwankungsberechnungen mit Vorliebe bedient. Auf wen diese letztere zurück-

[1]) Vgl. London and Cambridge Economic Service, Special Memorandum Nr. 7, S. 20 ff.
[2]) Vgl. S. 11.

geht, steht nicht mit Sicherheit fest. Nach dem Federal Reserve Bulletin[1]) ist Macaulay ihr Urheber, doch lehnt M. die Vaterschaft entschieden ab[2]). Zum Unterschied von dem Verfahren beweglicher Durchschnitte mit absoluter Saisonmessung wollen wir, einem teilweise schon eingebürgerten Sprachgebrauch folgend, sie trotzdem als die Macaulay-Methode bezeichnen.

Die Macaulay-Methode sieht folgende Operationen vor[3]): Der bewegliche Durchschnitt wird als jedesmaliges arithmetisches Mittel einer Periode errechnet, innerhalb deren der zu vergleichende Monat an siebenter Stelle steht[4]). Die aus den einzelnen Monatsposten und den zugehörigen beweglichen Durchschnitten gebildeten Verhältniszahlen (Originalwert dividiert durch beweglichen Durchschnitt, der Quotient multipliziert mit 100) werden nach Monaten geordnet; aus den Monatsspalten wird jeweils der Medianwert genommen. Eine nachfolgende Angleichung der Summe der zwölf Mediane an 1200 erfolgt wie üblich durch Division der einzelnen Mediane durch deren tatsächlichen Durchschnitt und Erweiterung der Quotienten mit 100, die Ergebnisse sind die Saisonindexziffern.

Einen etwas anderen Weg beschreitet Bowley V. Ähnlich der Methode II wird jeder Monatsposten mit dem Durchschnitt derjenigen zwölf Monate verglichen, von denen der in Frage stehende Monat das genaue Zentrum bildet, um alsdann aus den Verhältniszahlen pro Monatsreihe das Mittel zu errechnen. Die Operationen werden logarithmisch vollzogen[5]). Vom Logarithmus des Ursprungswertes wird der Durchschnitt aus den Logarithmen der zugehörigen Ursprungswerte subtrahiert; das bedeutet die Division der Originalwerte durch das geometrische Mittel aus den umliegenden Reihengliedern. Ebenso erfolgt die Mittelung der zwölf Monats»durchschnitte« geometrisch. Die hierdurch erzielten »mittleren Abweichungsprozente« sind noch nicht die Saisonindexziffern; deren Durchschnitt macht bekanntlich den Betrag 100 aus. Damit diese Bedingung auch hier erfüllt wird, müssen die »mittleren Abweichungsprozente« ihrerseits durch ihr arithmetisches Mittel dividiert und mit 100 erweitert werden.

Die Unterschiede zwischen der Methode Bowley V und Macaulay sind nahezu die gleichen wie die zwischen der Methode Bowley II und dem Verfahren nach Vorbild des Federal Reserve Board. Darüber, daß bei Macaulay die Verwendung reiner Mediane vorgeschrieben ist, setzt man sich zugunsten unserer allgemeinen Regeln für die Mittelbildung hinweg. Wenn die Abweichungsprozente durch keine irregulären Einwirkungen gestört sind und wenn eine genügende Anhäufung stattfindet, liefern beide Verfahren praktisch die gleichen Resultate. Die geometrischen Mittel weichen dann von den Medianen oder erweiterten Medianen nur unerheblich ab. Andernfalls verdient, bei freier Mittelwertwahl, die Macaulay-Methode den Vorzug.

Gegenüber den früheren Saisonmethoden mit Messung prozentualer Veränderungen besitzen Bowley V und Macaulay den Vorteil, außer den säkularen und den unregelmäßigen zugleich auch die zyklischen Störungen weitgehend zu unterbinden. Es dürfte genügen, auf das Schaubild S. 41 zu verweisen, aus welchem folgt, daß die Methode beweglicher Durchschnitte technisch nicht nur den Verfahren der Monatsdurchschnitte, sondern auch dem Hall-Falkner-Verfahren überlegen ist. Wo diese versagen, wird jene oft mit Erfolg anwendbar sein und den höheren Aufwand an rechnerischer Arbeit lohnen.

[1]) 1922, II, S. 1416.

[2]) Vgl. seine Ausführungen auf dem Meeting on the Measurement of Seasonal Variations, Il. Am. Stat. Ass., Sept. 1925, S. 434.

[3]) Vgl. dazu auch: Meerwarth, Nationalökonomie und Statistik, S. 248f.

[4]) Der bewegliche Durchschnitt für den Juli des ersten Jahres z. B. aus den Ursprungswerten vom Januar bis Dezember des ersten Jahres; usw.

[5]) Vgl. Special Memorandum Nr. 7, S. 24.

IX. Das Gliedbildungsverfahren.

1. Dem Persons'schen Gliedbildungsverfahren liegt die Wahrnehmung zugrunde, daß der Hauptteil in der Entwicklung wirtschaftlicher Vorgänge nicht saisonmäßiger, sondern zyklischer Natur ist. Das allgemeine Bild zeitlicher Reihen zu bestimmten Monaten soll nicht so sehr von den Jahreszeiten wie von den Konjunkturphasen, in welche das Jahr fällt, abhängig sein[1]). Persons zieht daraus den allgemeinen Schluß, daß eine einigermaßen zuverlässige Saisonmessung nur durch Registrierung der von einem Monat zum nächsten erfolgenden Veränderungen möglich sei. Aus den in Prozenten des Vormonats gemessenen Veränderungen findet er für jeden der zwölf Monate ein typisches Veränderungsprozent und leitet daraus die Reihe der Saisonnormalen ab. Bemerkt sei, daß die Methode — auf direktem Wege wenigstens — nur die Konstruktion von Saisonindexziffern zuläßt.

2 a. Zunächst wird der Wert jedes Monats durch den des Vormonats dividiert. Der mit 100 erweiterte Quotient — die Gliedziffer — sagt an, wieviel Prozent seines Vormonats der betreffende Monat ausmacht. Für die Wechselbestände der Reichsbank ist die Gliedziffer Februar 1903 z. B.:

$$\frac{\text{Februar 1903}}{\text{Januar 1903}} \cdot 100 = \frac{679{,}7}{789{,}3} \times 100 = 86{,}1$$

(vgl. Übersicht S. 34 u. 47).

Da die Gliedziffern ein Maß der tatsächlich stattgefundenen Veränderungen bilden, tatsächliche Veränderungen aber Resultierende mehrerer Komponenten sind, enthalten die Gliedziffern ebenfalls die Einflüsse von Trend, Konjunktur und restlichen Faktoren. Daher muß für jede Monatsspalte ein typischer Wert errechnet werden, durch den das mittlere Verhältnis eines Monatswerts zu seinem zeitlich vorangehenden Monatswert angegeben wird. Als Hilfsmittel für die Auswahl des Mittelwerts dient wie üblich die Häufigkeits-(Streuungs-)tabelle.

b. Für das Streuungsbild der Gliedziffern ist dreierlei wichtig[2]): die Enge der Gruppierung in den einzelnen Monatsspalten, die Abweichung der einzelnen Monatskomplexe von der Hundertlinie, die Höhenunterschiede der benachbarten Monatskomplexe.

Die Art der Gruppierung von Gliedziffern gleicher Monate um ihr Mittel läßt die Stärke außersaisonmäßiger Faktoren erkennen. Würde eine Veränderung, etwa von Mai zu Juni, stets allein durch den gleichen jahreszeitlichen Einfluß hervorgerufen, so müßten die Gliedziffern jeder Monatsspalte gleich sein. Ist dies nicht der Fall, so ist anzunehmen, daß zugleich andere Kräfte bei der Bewegung der Reihe tätig waren. Je enger die Gruppierung in den einzelnen Spalten, desto typischer ist der aus den Gliedziffern zu bestimmende Mittelwert, desto reiner die Erfassung der Saisonschwankungen.

Liegt das Schwergewicht der Gliedziffern eines bestimmten Monats über der Hundertlinie, so zeigt sich darin die Tatsache, daß der Monat saisonmäßig den Vormonat zu übersteigen pflegt. Anderseits kann aus dem Unterschreiten der Normallinie für den betreffenden Monat auf die Tendenz einer jahreszeitlich bedingten Senkung geschlossen werden. Einer nur für einen Monat aber entschieden auftretenden Abweichung steht dabei eine nur geringe, aber in mehreren benachbarten Monatsspalten in gleicher Richtung erfolgende Abweichung gleich.

Wichtig ist schließlich die relative Verschiebung benachbarter Spalten, weil sich aus den Niveauunterschieden angrenzender Gruppenkomplexe die ungefähre Bewegungsrichtung der Saisonschwankungen erkennen läßt. Wenn eine solche Verschiebung nicht festzustellen ist, z. B. die verschiedenen Gliedziffern für September und Oktober sich annähernd in gleicher Höhe halten, dann würde die typische Gliedziffer für den zweiten Monat mit derjenigen

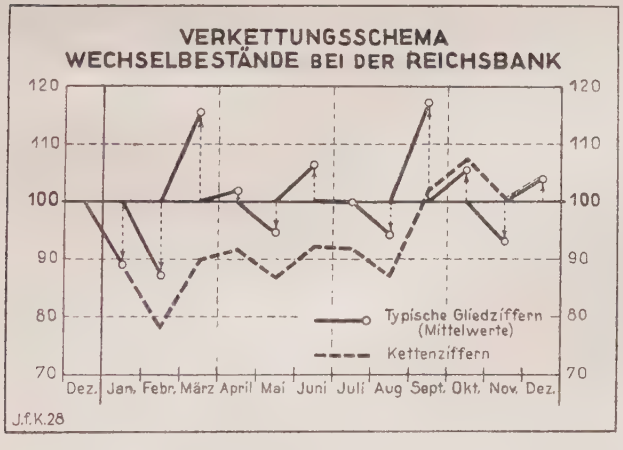
[1]) W. M. Persons, Review of Economic Statistics, 1919, S. 22.

[2]) Vgl. Crum and Patton, An Introduction to the Methods of Economic Statistics, S. 337; Hennig, Die Ausschaltung von saisonmäßigen usf., a. a. O., S. 7.

des ersten übereinstimmen, der Oktober also gegenüber dem September in eben dem Maße steigen bzw. fallen wie der September gegenüber dem August. Zeigt beispielsweise die Gliedziffergruppe für Juli eine größere Abweichung von der Hundertlinie als die vorausgehende Junigruppe, so bedeutet dies, daß im allgemeinen die Veränderung der Ursprungswerte vom Juni zum Juli stärker ist als die Veränderung vom Mai zum Juni.

c. Nun sind die Gliedziffern auch in ihrer typischen Gestalt kein bequemes Mittel zur Kennzeichnung jahreszeitlicher Schwankungen. Sie vergleichen immer nur zwei Monate untereinander, geben aber kein Abbild der sich doch im Zusammenhang vollziehenden Saisonbewegungen. Will man sich eine Vorstellung von dem sukzessiven Verlauf der saisonmäßigen Vorgänge machen, so genügt es nicht, die Lage eines Monats gegenüber dem Vormonat zu kennen, man muß auch über das Verhältnis der Monate gegenüber allen übrigen Monaten unterrichtet sein. Die mitgeteilten Gliedziffern sind deshalb durch »Verkettung« auf Meßziffern mit fester Basis zu bringen. Diese Verkettung besteht in der rechnerischen Verknüpfung aller Gliedziffern miteinander.

Das Wesen des Verkettungsprozesses kann an einem Bild klargemacht werden. Da bei jeder Gliedzifferbildung der Vormonat immer wieder gleich hundert gesetzt wird, gibt auch jede der zwölf mittleren Gliedziffern die Veränderungen gegenüber einem gleich hundert angenommenen Ausgangspunkt. Bei graphischer Darstellung würde man auf das Schema des untenstehenden Schaubildes kommen. Durch die schrägen Balken sind die Beträge dargestellt, um welche die mittleren Gliedziffern jeweils von hundert differieren. Mit anderen Worten, es wird gezeigt, wieviel Prozent der Vormonate die einzelnen Monate ausmachen. Wie man sieht, stehen sämtliche Gliedziffermittel isoliert für sich, keines setzt das im Monat vorher angefangene Bewegungsstück fort. Soll eine in sich geschlossene Kurve erzielt werden, so muß die Schwankung des Februar ihren Ausgang von dem im Januar erreichten Stand nehmen, die Schwankung des März von dem nunmehr im Februar erreichten Stand, usf. Man muß also die zwölf vorläufig freiliegenden Veränderungsstrecken an ihren Enden zusammenschweißen, »verketten«. Als Resultat ergibt sich der geschlossene, punktiert gezeichnete Linienzug des Schaubilds.



Man erreicht die Verknüpfung des Februar mit dem Januar durch Multiplikation der den beiden Monaten zugehörigen Gliedziffern und Division des Produkts durch hundert; man verändert also den durch die Januargliedziffer bezeichneten Stand um den Prozentsatz, der den normalen saisonmäßigen Unterschied beider Monate kennzeichnen soll. Die Kettenziffer für März ist gleich dem hundertsten Teil des Produkts aus Februarkettenziffer und Märzgliedziffer, die Kettenziffer für April gleich dem hundertsten Teil des Produkts aus Märzkettenziffer und Aprilgliedziffer, ... die Kettenziffer für Dezember gleich dem hundertsten Teil des Produkts aus Novemberkettenziffer und Dezembergliedziffer[1]).

[1]) Hält man sich gegenwärtig, daß dieses Vorgehen einer fortgesetzten Multiplikation der (gemittelten) Gliedziffern gleichkommt, so kann man die Kettenreihe auch schreiben:

$$\frac{\text{typ. Januarwert}}{\text{typ. Dezemberwert}} \cdot 100; \quad \frac{\text{typ. Januarwert}}{\text{typ. Dezemberwert}} \cdot \frac{\text{typ. Februarwert}}{\text{typ. Januarwert}} \cdot 100 = \frac{\text{typ. Februarwert}}{\text{typ. Dezemberwert}} \cdot 100;$$

$$\ldots\ldots\ldots \text{ bis } \frac{\text{typ. Dezemberwert}}{\text{typ. Dezemberwert}} \cdot 100.$$

Die mittlere Januargliedziffer wurde als erstes Glied in die Kettenreihe übernommen. Die Kettenziffer für Dezember muß daher hundert ausmachen; denn Gliedziffern und Kettenziffern können im Zahlenwert nur identisch sein, wenn das vorhergehende Glied in der Kette hundert ausmacht. Folgende Überlegung stützt dieses Resultat: Entsprechend der Fiktion von den sich unverändert wiederholenden jahreszeitlichen Bewegungen gelten die repräsentativen Gliedziffern für alle Jahre in gleicher Weise. Aus diesem Grunde muß auch die Kettenreihe für jedes Jahr das gleiche Bild ergeben, d. h. man muß bei weiterer Multiplikation der Dezemberkettenziffer mit der Januargliedziffer auf die im ersten Gang festgestellte Januarkettenziffer kommen, danach auf die bekannten Kettenziffern der anderen Monate. Die frühere Kettenziffer des Januar errechnet man aber nur, wenn die Dezemberkettenziffer gleich hundert ist. Man kann sich das auch bildlich vorstellen, indem man daran denkt, daß in Schaubild S. 45 für die Verlängerung der kontinuierlich gezeichneten Kurve in ein zweites Jahr hinein nur das schon im ersten Jahr benutzte Material zur Verfügung steht. Der Linienzug im zweiten Jahr kann also dem im ersten Jahr nur kongruent sein, wenn die Dezembergliedziffer hundert ausmacht.

In der Regel erhält man für den Dezember eine von hundert abweichende Kettenziffer. Die jeweils vorhandene Diskrepanz sagt an, daß die Saisonbewegung der betreffenden Reihe aus irgendwelchen Gründen keine absolut exakte Erfassung gefunden hat.

Damit der Verlauf der Kette als Ergebnis lediglich saisonmäßiger Kräfte gelten kann, wird die Diskrepanz zum Verschwinden gebracht. Man stellt sich vor, daß diese im wesentlichen durch säkulare Faktoren hervorgerufen wird. Da Persons die Gerade als die gewöhnliche Form säkularer Entwicklungen betrachtet, schneidet er die Korrektur auf die Eliminierung linearer Trends zu[1]). Er argumentiert dabei wie folgt: Hat eine Wirtschaftsreihe einen geradlinig nach aufwärts strebenden Grundzug[2]), so verleiht dieser der Reihe einen gleichförmig steigenden Auftrieb. Jede Gliedziffer mißt also auch den monatlichen Trendzusatz. Da dieser überall gleich ist, enthalten alle Gliedziffern und auch die gemittelten Gliedziffern einen Trendfehler gleicher Größe[3]). Ist der in jeder Gliedziffer auftretende Fehler gleich d, so erhöht er sich durch die fortlaufende Multiplikation der gemittelten Gliedziffer auf d^2 in der Februarkettenziffer, auf d^3 in der Märzkettenziffer, ... auf d^{12} in der Dezemberkettenziffer. Die Bereinigung von den saisonfremden Bestandteilen kann nun auf zwei Wegen vorgenommen werden. Entweder korrigiert man die zwölf mittleren Gliedziffern und dividiert diese zu diesem Zweck sämtlich durch d; bei Bildung einer neuen Kette unter Benutzung der korrigierten Gliedziffern kommt man alsdann auf eine hundert betragende Dezemberkettenziffer. Oder man korrigiert die Kettenziffern um die entsprechend potenzierten Trendfehler, indem der Januar durch d, der Februar durch d^2, ... der Dezember durch d^{12} geteilt wird. Beide Wege führen zu dem gleichen Ergebnis.

In der Praxis geht man folgendermaßen vor. Es wird der Divisor gefunden, der mit der Dezemberkettenziffer als Dividend die Zahl 100 ergibt. Aus dem Divisor wird die zwölfte Wurzel gezogen und sodann jede der zwölf Normalgliedziffern durch diesen Betrag dividiert (geometrische Korrektur). Bei erneuter Verkettung erhält man für den Dezember den Wert 100. Im allgemeinen empfiehlt es sich, die Operationen auf logarithmischem Wege durchzuführen[4]).

[1]) Vgl. Review of Econ. Stat., 1919, S. 28

[2]) Entsprechendes gilt für einen linear sinkenden Trend.

[3]) Der Nachsatz gilt nur annäherungsweise. Ein linearer Trend nimmt von Monat zu Monat um gleiche absolute Beträge zu. Da jede Gliedziffer eine Relation darstellt, der gleiche absolute Trendzusatz aber mit steigendem Niveau der Reihe prozentmäßig geschen kleiner wird, sind auch die Trendfehler in jedem Gliedziffermittel, ja in jeder Gliedziffer, verschieden. Immerhin kann man die oben gemachte Feststellung für praktische Zwecke gelten lassen.

[4]) Wegen der in der Praxis noch häufiger angewandten arithmetischen Korrektur vgl. unten S. 48.

Berechnung der Saisonindexziffern nach dem Gliedbildungsverfahren.
(Wechselbestände bei der Reichsbank.)

	Jan./ Dez.	Febr./ Jan.	März/ Febr.	April/ März	Mai/ April	Juni/ Mai	Juli/ Juni	Aug./ Juli	Sept./ Aug.	Okt./ Sept.	Nov./ Okt.	Dez./ Nov.
1901	92,4	*81,5*	*107,1*	103,2	95,6	112,1	109,5	96,1	*103,8*	*96,7*	92,7	103,3
1902	89,6	89,8	*107,0*	99,3	94,7	105,3	100,0	94,3	111,0	108,9	93,8	108,2
1903	90,3	86,1	*108,8*	106,1	*107,6*	106,8	95,2	97,0	115,6	105,7	94,7	103,9
1904	91,2	85,9	112,5	104,5	93,6	*97,4*	99,8	94,6	110,8	105,7	89,7	105,7
1905	91,7	87,7	115,3	107,9	101,2	109,0	100,3	93,1	126,1	102,4	89,2	103,8
1906	84,4	88,1	112,1	99,6	94,1	111,7	104,3	94,2	123,6	100,7	95,0	99,8
1907	*83,1*	89,5	117,8	101,6	97,6	104,3	99,7	96,5	114,2	107,8	98,2	106,1
1908	86,1	83,0	*106,5*	98,2	97,7	100,3	95,9	96,0	110,6	*97,8*	100,6	102,1
1909	91,7	87,4	113,4	102,7	100,2	109,7	97,9	89,8	118,8	107,5	93,2	102,9
1910	85,4	88,8	*128,9*	99,4	91,0	102,4	101,2	97,1	126,3	104,7	88,7	103,5
1911	88,6	86,4	117,4	102,6	91,0	109,2	99,5	88,3	*144,4*	103,5	87,3	*119,0*
1912	90,8	*80,6*	118,3	101,9	*84,4*	106,5	100,2	92,9	*131,0*	110,5	93,0	*119,1*
1913	87,1	*79,0*	117,6	98,7	87,3	100,5	94,5	*84,7*	116,6	*98,9*	*83,8*	*117,3*
Mittelwerte(wahlw.)	89,1	87,3	115,6	101,9	94,7	106,5	99,8	94,2	117,4	105,7	93,0	103,9
Kettenziffern	89,1	77,8	89,9	91,6	86,7	92,3	92,1	86,8	101,9	107,7	100,2	104,1
Geometrische Korrektur der Kettenziffern.												
Divisoren	1,003	1,007	1,010	1,014	1,017	1,020	1,024	1,027	1,031	1,034	1,038	1,041
Korrig. Kettenziff.	88,8	77,3	89,0	90,3	85,3	90,5	89,9	84,5	98,8	104,2	96,5	100,0
Durchschnitt						91,26						
Saisonindexziffern	97,3	84,7	97,5	98,9	93,5	99,2	98,5	92,6	108,3	114,2	105,7	109,6
Arithmetische Korrektur der Kettenziffern.												
Subtrahenden	— 0,3	— 0,7	— 1,0	— 1,4	— 1,7	— 2,1	— 2,4	— 2,7	— 3,1	— 3,4	— 3,8	— 4,1
Korrig. Kettenziff.	88,8	77,1	88,9	90,2	85,0	90,2	89,7	84,1	98,8	104,3	96,4	100,0
Durchschnitt						91,13						
Saisonindexziffern	97,4	84,6	97,6	99,0	93,3	99,0	98,5	92,3	108,5	114,5	105,8	109,8

Die korrigierten Kettenziffern sind als Normalmaß der Saisonbewegung nicht sehr geeignet. Die Basierung auf den Dezember macht das Niveau der Reihe von allen Zufälligkeiten des saisonmäßigen Standes dieses einen Monats abhängig und erschwert den Vergleich von Saisonbewegungen verschiedener Wirtschaftsvorgänge. Um die gewünschten Saisonindexziffern zu erhalten, wird jede Kettenziffer in Prozenten des arithmetischen Mittels aus den zwölf Kettenziffern ausgedrückt.

3. Nicht immer wird das Gliedbildungsverfahren genau in der von Persons aufgestellten Form angewendet. Die Änderungsversuche setzen bei der Mittelwertbildung ein. Persons benutzte ausschließlich Mediane[1]); statt ihrer zieht man oft erweiterte Mediane, reine oder bereinigte Durchschnitte sowie geometrische Mittel heran.

Für die geometrische Mittelung der Gliedziffern tritt der Londoner Wirtschaftsdienst ein (Methode Bowley VII)[2]). Die bei dieser Methode vorgenommene Korrektur enthält jedoch einen Trendeliminierungsversuch, der in eine Reihe gehört mit dem von King[3]) vorgenommenen. Bei beiden Verfahren richtet sich die Trendkorrektur nach dem mehr oder weniger zufälligen Stand zweier Werte in der Ursprungsreihe[4]). Schon damals wurde ausgeführt, welche Gefahren die Vornahme einer derartigen Trendausschaltung in sich birgt. Hier bleibt zu bemerken, daß die Bowley'sche Abänderung einen besonderen Vorteil gegenüber dem Gliedbildungsverfahren in seiner ursprünglichen Form nicht begründet.

Erwähnt werden muß, daß das Gliedbildungsverfahren mit ausschließlicher Verwendung von Medianen kaum mehr vorkommt. Man neigt heute vielmehr der Benutzung bereinigter Durchschnitte und erweiterter Mediane zu.

4. Außer bei der Mittelwertbildung für die Gliedziffern weicht man von dem ursprünglichen Persons'schen Verfahren oft noch in einem zweiten Punkt ab, nämlich bei der Trend-

[1]) Vgl. Review of Economic Statistics, 1919, S. 26.

[2]) Spec. Memorandum No. 7, S. 25.

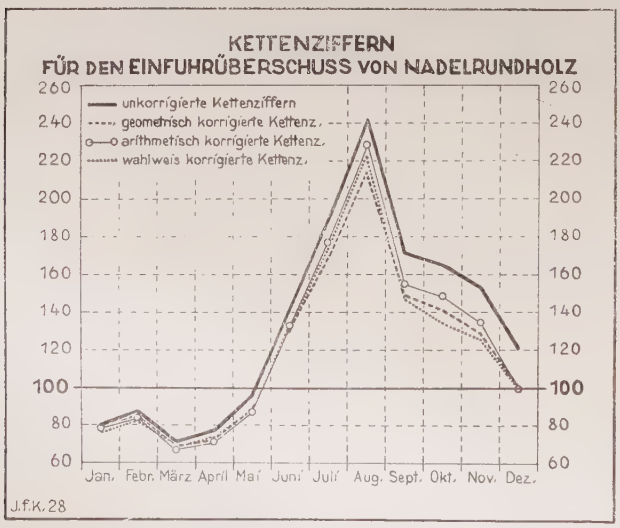
[3]) Siehe S. 35.

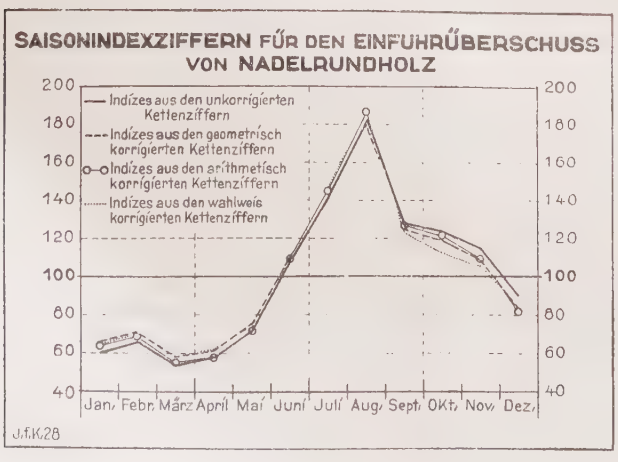
[4]) Der Betrag, um welchen die zwölf Mittelwerte der Gliedziffern bei der Methode Bowley VII korrigiert werden müßten, ist $\sqrt[n]{\frac{n+1W_1}{1W_1}}$; dabei bedeutet n die Anzahl der berücksichtigten Jahre, $1W_1$ den Ursprungswert vom Januar des ersten Jahres, $n+1W_1$ den Ursprungswert des auf den letzten Dezember folgenden Januar.

korrektur. Wenn man die Abweichung der Dezemberkettenziffer von ihrer idealen Größe, hundert, durch säkulare Tendenzen der Ursprungsreihe in der Weise erklärt, wie es oben geschah, ist die geschilderte geometrische Verteilung des Trendfehlers auf die Kettenziffern durchaus am Platze. Zweifel erweckt sie in dem Augenblick, wo entweder in der betreffenden Wirtschaftsreihe kein linearer Trend enthalten ist oder wo auch außertrendmäßige Faktoren die Diskrepanz erklären können. Im letzteren Falle müßte man dann auf die methodisch-technischen Unvollkommenheiten verweisen, mit denen bei der Erfassung saisonmäßiger Veränderungen zu rechnen ist. Es ist denkbar, daß für manche Monate die gemittelten Gliedziffern über den wahren jahreszeitlichen Normalveränderungen liegen, in anderen darunter. Wenn die Fehler sich nicht zufällig kompensieren, ergeben sich bei der Verkettung schon aus diesen Gründen Ungenauigkeiten. Die Diskrepanz zwischen der tatsächlichen und der idealen Dezemberkettenziffer kann also trendmäßigen Ursprungs sein, braucht es aber nicht, zum mindesten nicht in voller Höhe.

Diese Überlegungen mögen in der Hauptsache die Verwendung der bequemeren arithmetischen Trendkorrektur nahegelegt haben. Da nicht sicher ist, daß die Diskrepanz allein auf Trendeinwirkungen zurückgeht, bestehen in der Tat keine Bedenken, gelegentlich die arithmetische Berichtigung der meist umständlicheren geometrischen vorzuziehen.

Bei der arithmetischen Korrektur werden die Kettenziffern durch Addition oder Subtraktion behandelt. Der Januar erfährt, je nachdem ob die Differenz negativ oder positiv ausfällt, einen Zu- oder Abschlag von $\frac{1}{12}$ der zwischen Dezemberkettenziffer und 100 bestehenden Differenz, der Februar von $\frac{2}{12}$ usf., der Dezember, der dann gleich 100 wird, von $\frac{12}{12}$ (vgl. Übersicht S. 47).





Grundsätzlich geben beide Korrekturverfahren verschiedene Resultate. Bei der arithmetischen Verteilung erfahren die Anfangsmonate stärkere Abänderungen als bei der geometrischen; das Umgekehrte trifft für die Kettenziffern der letzten Monate zu. Die Größe der Unterschiede hängt von der Größe der Differenz (Dezember minus 100) ab. Ist sie gering, so kommt man nach beiden Verteilungen praktisch auf das gleiche Resultat, andernfalls treten die Unterschiede in Erscheinung. Zur Illustration ist im oberen Schaubild eine Kettenreihe mit ziemlich großem Fehler — er beträgt, da die Dezemberkettenziffer 120,3 ausmacht, 20,3 — dargestellt. Die Zeichnung gibt die Kettenreihe selbst in vierfacher Form: unbereinigt, arithmetisch bereinigt, geometrisch bereinigt, wahlweis bereinigt; von den neben-

stehenden Linien repräsentieren drei die Meßziffern der erstgenannten Kurven auf der Basis ihrer arithmetischen Mittel, d. h. die zur Kurvengruppe gehörigen Saisonindizes[1]). Bei derartig — allerdings selten vorkommenden — starken Fehlern verdient, wenn die betreffende Wirtschaftsreihe einen linearen oder annähernd linearen Trend besitzt, das geometrische Verteilungsschema den Vorzug. Die übrigen Fälle können arithmetisch oder geometrisch behandelt werden.

Schließlich existiert noch eine dritte Korrekturmöglichkeit. Auch bei den Kettenindizes trendloser Wirtschaftsreihen können Abweichungen des Dezemberkettenindex von hundert auftreten. Für die gleichmäßige — geometrische oder arithmetische — Umlegung ist dann eine theoretische Berechtigung nicht mehr vorhanden[2]). Die Untersuchung wäre vielmehr angebracht, ob die Mittelwerte für die Gliedziffern der zwölf Monate in der Tat geeignet sind, als typisch zu gelten, oder ob nicht durch ihre Abänderung eine bessere Charakterisierung der einen oder der anderen Monatsspalte und in Verbindung damit ein besseres Ergebnis der Verkettung erreicht werden könnte. Der neue Mittelwert brauchte gegenüber dem alten nicht einmal unbedingt an typischen Eigenschaften zu gewinnen. Die Streuung der Gliedziffern ist oft so, daß innerhalb gewisser Grenzen mehrere Werte dasselbe »Recht«, »Normal«-wert zu sein, für sich geltend machen dürfen. Wenn bei dieser Sachlage aus den konkurrierenden Werten derjenige genommen wird, der auf die übrigen Mittelwerte aus den Gliedziffern am besten abgestimmt ist, so dürfte dieses Vorgehen gerechtfertigter erscheinen als eine »Trend«korrektur an Posten, die nachweisbar überhaupt keinem Trend unterliegen. Die Übersicht S. 50 zeigt ein gutes Beispiel hierfür. Bei einer Saisonindexberechnung für den Einfuhrüberschuß an Nadelrundholz ergab die Dezemberkettenziffer mit 120,3 einen um 20,3 v. H. zu hohen Wert. Nach den üblichen Anschauungen hätte der in der Dezemberkettenziffer auftretende Fehler gleichmäßig umgelegt und damit als trendverursacht angesehen werden müssen. In Wirklichkeit aber weist die Mehreinfuhr von Nadelrundholz von April 1906 bis April 1914 — diese Zeit liegt der Berechnung zugrunde — kaum eine Gesamtzunahme auf, wie die nachstehende Aufstellung zeigt.

Einfuhrüberschuß von Nadelrundholz 1907—1913.
(Monatsdurchschnitte in 1 000 dz)

1907	1908	1909	1910	1911	1912	1913
31 568	26 085	25 812	25 557	27 342	26 822	26 645

Die Unzulänglichkeit der arithmetischen und auch der geometrischen Korrektur der Gliedkette für einen solchen Fall liegt damit auf der Hand. Zur Lösung des Widerspruchs führt die Betrachtung der Streuungstabelle (S. 50), aus der sich ergibt, daß die verwendeten Mittelwerte, deren Lage durch Kreuze kenntlich gemacht ist, auf typischen Charakter nicht immer Anspruch erheben können. Die Mittelwerte sind gewonnen als bereinigte Durchschnitte, indem aus den einzelnen Monatsspalten schematisch je die höchste und die niedrigste Gliedziffer unberücksichtigt blieb. Die große Streuung der Gliedziffern — ihr Vorhandensein ist für eine schematische Mittelwertbildung immer eine große Gefahr — führte dazu, daß einige als irregulär erkennbare Werte zur Mittelwertbildung herangezogen, einige saisonmäßig anmutende Posten aber ausgeschaltet wurden. Zweckmäßig schien es, im Januar und Mai nur je ein oberes Extrem zu streichen, im September allein die beiden größten Gliedziffern, im Oktober neben dem obersten und dem untersten Wert noch den zweithöchsten, im November dagegen wegen der weiten und ziemlich gleichmäßigen Streuung einen reinen Durchschnitt zu bilden. Die in der Tabelle angebrachten Kreise lassen die Lage dieser »wahlweisen« Mittelwerte erkennen. Die Dezemberkettenziffer ergibt sich nunmehr mit 98,9. Die kleine Differenz von —1,1 kann durch arithmetische Korrektur beseitigt werden.

[1]) Wegen der vierten Kurve, der wahlweis korrigierten Kettenziffern und Saisonindizes, vgl. unten.
[2]) Es sei denn, daß man die gleichmäßige Fehlerverteilung als bloße Hilfsmaßnahme betrachtet.

Überhaupt hat man zu überlegen, ob dem skizzierten Verfahren nicht eine allgemeinere Bedeutung zukommt. Der in der Wirtschaftsreihe steckende Trend reicht häufig nicht aus, den Fehler der Kette als trendmäßig bedingt zu erklären. Durch die schematische Verteilung werden dann nicht nur die evtl. bloß geringfügigen wirklichen Trendfehler gleichmäßig umgelegt, sondern auch alle solche Fehler, die vielleicht nur in einem oder in einigen Monatsmitteln ihren Ursprung haben. Der Versuch einer gesonderten Behandlung der im Trend und der in anderen Ursachen begründeten Fehlerquellen rechtfertigt sich daraus. Er besteht einfach darin, die säkulare Tendenz schon vor der Gliedzifferbildung zu entfernen, d. h. die Gliedziffern statt aus der Ursprungsreihe aus den vom Trend bereinigten Werten zu bilden[1]). Die bei der Verkettung der gemittelten Gliedziffern etwa erscheinende Abweichung der Dezemberkettenziffer von hundert würde, so gut es geht, durch Abänderung der Gliedziffermittel zum Verschwinden gebracht werden. Sollte bei der im Anschluß daran erfolgenden Verkettung der korrigierten Mittel noch immer eine Diskrepanz auftreten, so würde man diese in Anbetracht ihrer Geringfügigkeit gleichmäßig umlegen. Als primäres Angleichungsmittel verbliebe das gleichmäßige (arithmetische oder geometrische) Verteilungsschema mithin nur, wenn entweder die Differenz zwischen Dezemberkettenindex und hundert wenig ausmacht oder wenn die Streuungsverhältnisse der Gliedziffern keine sinnvolle Abänderung der vorher benutzten Mittelwerte gestatten.

STREUUNG DER GLIEDZIFFERN FÜR DEN SPEZIALHANDEL IN NADELRUNDHOLZ (MEHREINFUHR) APRIL 1906 – APRIL 1914

	Jan. Dez.	Febr. Jan.	März Febr.	April März	Mai April	Juni Mai	Juli Juni	Aug. Juli	Sept. Aug.	Okt. Sept.	Nov. Okt.	Dez. Nov.	
200 u. darüber					I	II							200 u. darüber
195 " "							I						195 " "
190 " "													190 " "
185 " "													185 " "
180 " "						I							180 " "
175 " "													175 " "
170 " "													170 " "
165 " "		I											165 " "
160 " "													160 " "
155 " "	I												155 " "
150 " "					I								150 " "
145 " "						IX	I						145 " "
140 " "					II			I					140 " "
135 " "							II	II					135 " "
130 " "		I		I		II	II X						130 " "
125 " "								IX			I		125 " "
120 " "				I	X			II		I	I		120 " "
115 " "		I			O			I		I			115 " "
110 " "				I									110 " "
105 " "		II X		IX	I		I	I					105 " "
100 " "	I			II	I	I				II	I	I	100 " "
95 " "		I	I	I	I		I		I	X			95 " "
90 " "			I		I	I				O	O X	II	90 " "
85 " "	I	I	II						I		II		85 " "
80 " "	IX		X							III	I	I	80 " "
75 " "	O		II									IX	75 " "
70 " "	II								IX		I	I	70 " "
65 " "		I	I						II O		I		65 " "
60 " "	I		I						II				60 " "
55 " "				I					I				55 " "
50 " "	I									I		I	50 " "
45 " "												I	45 " "
Xbereinigte Durchschnitte	80,0	109,3	82,1	107,7	124,2	149,7	131,2	128,4	70,4	97,0	92,6	78,6	Xbereinigte Durchschnitte
	(Wegfall je eines oberen und unteren Extrems.)												
Kette daraus	80,0	87,4	71,8	77,3	96,0	143,7	188,5	242,0	170,4	165,3	153,1	120,3	Kette daraus
Owahlweise Mittelwerte	76,3	109,3	82,1	107,7	119,4	149,7	131,2	128,4	65,7	91,6	93,6	78,6	Owahlweise Mittelwerte
Kette daraus	76,3	83,4	68,5	73,8	88,1	131,9	173,1	222,3	146,1	134,1	125,8	98,9	Kette daraus
Saisonindexziffern, errechnet aus den:	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.	Saisonindexziffern, errechnet aus den:
unkorrig. Kettenziff.	60	66	54	58	72	108	142	182	128	124	115	90	unkorrig. Kettenziff.
geom. korrig. Kettenziff.	66	71	58	61	75	110	142	180	125	119	109	84	geom. korrig. Kettenziff.
arithm. korr. Kettenziff.	64	69	55	58	72	109	145	187	127	122	110	82	arithm. korr. Kettenziff.
Kettenziff. zu o	64	70	58	62	74	111	146	187	123	113	107	84	Kettenziff. zu o

J.f.K.28

5. Der Vorzug des Gliedbildungsverfahrens vor anderen Saisonmethoden gründet sich nach Persons[2]) auf folgende vier Tatsachen:

a) exaktere Erfassung der Saisonbewegungen,

b) Verwendung der Häufigkeitstabellen, die in jedem Fall ein Urteil über den Grad der Regelmäßigkeit in den Schwankungen von Monat zu Monat zuläßt,

c) Möglichkeit, nichthomogene statistische Reihen einer Saisonmessung zu unterziehen,

d) Verwendung des Medians.

[1]) Daß auch bei einer noch so zuverlässigen Bestimmung des Trends aus den Ursprungswerten einer Wirtschaftsreihe mit gewissen, allerdings wesentlich geringeren Fehlermöglichkeiten als bei der schematischen Trendkorrektur einer Kettenreihe zu rechnen ist, darf dabei nicht übersehen werden.

[2]) Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1923, S. 717.

Zu a. Persons hat recht, seinem Verfahren größere Genauigkeit zuzusprechen als anderen Methoden zur Errechnung von Saisonindexziffern. Nur muß ergänzt werden, daß dem Verfahren beweglicher Durchschnitte (Macaulay) der gleiche Vorzug zukommt und daß ferner beide Methoden anderen Verfahren zur Berechnung von Saisonnormalen nur dann vorzuziehen sind, wenn die zu untersuchenden Reihen starken außersaisonmäßigen Einflüssen unterliegen.

Zu b. Die Verwendung von Häufigkeitstabellen, obzwar von Persons zuerst befürwortet, darf nicht als spezifisches Charakteristikum seiner Methode gelten. Daß die Konstruktion von Häufigkeitstabellen auch bei anderen Verfahren nützlich sein kann, ist bereits an anderer Stelle erörtert[1]). Nur ist zuzugeben, daß die Häufigkeitstabelle bei dem Persons'schen Verfahren einwandfreiere Schlüsse zuläßt als insbesondere bei den Durchschnittsverfahren und bei Hall-Falkner. Der Grund dafür ist, daß die betrachteten Posten bei letzteren in höherem Maße von konjunkturellen Einflüssen gestört sind. Somit erscheint die besondere Ergiebigkeit von Häufigkeitstabellen bei Persons als Ausfluß des zu a Gesagten.

Zu c. Dem Gliedbildungsverfahren kommt in der Tat der Vorzug zu, auch die Benutzung nichthomogener Wirtschaftsreihen zu Saisonberechnungen u. U. zu ermöglichen. Sehr oft z. B. kann man durch Kombination von Gliedziffern für die Vorkriegszeit und solchen für die Nachinflationszeit brauchbare Saisonindexziffern errechnen. Das ist wichtig, wenn die betreffende Wirtschaftsreihe nur für wenige Vorkriegsjahre zur Verfügung steht, sie sich jetzt auf verändertem Niveau bewegt und ihre Bewegungen nicht so eindeutig sind, daß man aus jeder Periode für sich eindeutige Schlüsse hinsichtlich der Saisoneinflüsse ziehen kann. Ein ausschließlich dem Gliedbildungsverfahren zukommender Vorzug liegt aber auch hierin nicht. Auch die Verfahren beweglicher Durchschnitte würden in den genannten Fällen eine Saisonmessung ermöglichen.

Zu d. Die Verwendung des reinen Medians stellt, wie wir wissen, nur einen bedingten Vorteil[2]) dar, der überdies auch von anderen Saisonmethoden in Anspruch genommen werden kann.

X. Zusammenfassende Übersicht über die Saisonmethoden starren Systems.

Ordnet man die behandelten starren Systeme zur Messung saisonmäßiger Schwankungen nach dem Grade ihrer technischen Vollkommenheit, dann ergibt sich die nachstehende Reihenfolge: Gliedbildungsverfahren, Verfahren beweglicher Durchschnitte, Verfahren mit Trendausschaltung, Monatsdurchschnittsverfahren.

Die meisten dieser Methoden sind mehr oder weniger modifizierbar. Die Brauchbarkeit der Varianten und auch die Art der Mittelwertbildung ist der Entscheidung im Einzelfall zu überlassen.

Die Frage nach der rationellsten Verwertbarkeit ist damit noch nicht entschieden. Um sie beantworten zu können, ist zu berücksichtigen, daß es drei Typen von Saisonnormalen gibt. Die Saisonzahlen wollen die absolute Höhe der Wirtschaftsreihe in den einzelnen Jahreszeiten feststellen, die Saisonveränderungszahlen absolut gleichbleibende Veränderungen, die Saisonindexziffern relativ gleichbleibende Veränderungen.

Die Errechnung von Saisonzahlen erfordert Wirtschaftsreihen, die keinen Trend, geringe zyklische und unregelmäßige Schwankungen, aber starke jahreszeitliche Bewegungen enthalten. In solchen Fällen findet am einfachsten das Kemmerer-Verfahren Anwendung, auch

[1]) S. 23 f.

[2]) Vgl. hierzu die Ausführungen S. 16 ff.

dann, wenn Saisonveränderungszahlen oder -indexziffern dargestellt werden sollen. Saisonveränderungszahlen haben ihr eigentliches Anwendungsgebiet bei Wirtschaftsreihen, deren jahreszeitliche Ausschläge trotz steigender oder fallender Gesamtrichtung der Reihe den absoluten Beträgen nach gleichbleiben. Die Methoden Bowley III, Hall-Falkner und die Verfahren beweglicher Durchschnitte stehen hier zur Verfügung. Bowley III liefert gute Resultate bei Wirtschaftsreihen mit linearem Trend, geringen konjunkturellen und unregelmäßigen Schwankungen; die Hall-Falkner-Methode ist nicht an das Vorhandensein bestimmter Trends und nur geringer irregulärer Posten gebunden, wohl aber ist ihre Zuverlässigkeit von der Abwesenheit starker konjunkturmäßiger Faktoren abhängig. Sind diese gleichwohl vorhanden, so sind die Verfahren beweglicher Durchschnitte heranzuziehen.

Saisonindexziffern — die häufigste Form der Saisonnormalen — sollen vornehmlich zur Darstellung solcher Saisonbewegungen dienen, deren absolute Beträge mit dem veränderten Gesamtniveau der Wirtschaftsreihe variieren. Werden sie in besonderen Fällen bei Reihen dargestellt, die einer Charakteristik entweder durch Saisonzahlen oder -veränderungszahlen zugänglich sind, so gewinnt man sie am besten durch Umwandlung der Saisonzahlen bzw. -veränderungszahlen. Für die Behandlung von Wirtschaftsreihen mit relativen Saisonschwankungen stehen zur Verfügung die Methoden Davies, Bowley VI, Hall-Falkner, die Verfahren beweglicher Durchschnitte und das Gliedbildungsverfahren. Die Methoden Davies, Bowley VI sowie die Hall-Falkner-Methode haben ihr Anwendungsgebiet bei nur schwachen zyklischen, aber ausgeprägten saisonmäßigen Bewegungen. Die beiden anderen Methoden finden, der durch sie erforderten umständlichen Berechnungen halber, am besten nur in komplizierteren Fällen Anwendung.

XI. Die Systeme beweglicher Saisonnormalen.

1. Bricht sich bei der Analyse bestimmter Wirtschaftsreihen die Überzeugung Bahn, daß die Saisonbewegungen in dem speziellen Falle durch einen Satz starrer Saisonnormalen nicht charakterisiert werden können, so ist im allgemeinen der Anwendungsfall für die Systeme beweglicher Saisonnormalen gegeben.

Manchmal allerdings ist es möglich, zu Kompromißlösungen zu kommen. Sie liegen darin, unter grundsätzlicher Verwendung starrer Systeme eine Mehrheit von Saisonreihen für den der Betrachtung unterliegenden Zeitraum darzustellen. Solcher Kompromißlösungen gibt es zwei.

Entweder teilt man, wie es Harvard und der Londoner Wirtschaftsdienst getan haben, den Gesamtzeitraum in zwei oder mehrere Unterabschnitte und errechnet für jeden selbständig einen Satz von Saisonnormalen. So bestimmte der Londoner Wirtschaftsdienst für die Arbeitslosigkeit in den Gewerkschaften in den Jahren 1887 bis 1913 fünf Reihen von Saisonzahlen — wenn man will, Saisonveränderungszahlen — nach der Methode Bowley I (Monatsdurchschnittverfahren); eine bezieht sich auf die Zeit von 1887 bis 1913, die zweite auf die Jahre 1887 bis 1895, die dritte gilt für 1896 bis 1904, die vierte für 1905 bis 1913, die fünfte für 1901 bis 1913[1]). Ähnlich ging Harvard vor gelegentlich der Konstruktion eines Wirtschaftsbarometers für Deutschland[2]). Bei all diesen Versuchen wird also eine Mehrzahl zusammenhängender Jahre zu einer neuen in sich abgeschlossenen Zeitspanne vereinigt und danach eines der üblichen Verfahren starren Systems angewandt.

Oder man schaltet aus einem Gesamtzeitraum solche Jahre aus, die sich in irgendeiner Hinsicht als gleichartig ansprechen lassen und bildet aus ihnen, gleich ob sie im zeitlichen

[1]) Spec. Mem. 7, S. 15.
[2]) Review of Economic Statistics, 1925, No. 4.

Ablauf einander unmittelbar folgen oder nicht, selbständige Teilreihen. Für jede von ihnen kann dann nach den bekannten Methoden ein Satz von Saisonnormalen gebildet werden. Killough[1]) z. B. unterscheidet in seiner Untersuchung über die Gestaltung der Haferpreise Jahre überdurchschnittlicher und Jahre unterdurchschnittlicher Ernte. Er hatte die Wahrnehmung gemacht, daß große Ernten in den Monaten, in denen der Hafer von den Farmern am regsten abgesetzt wird, einen besonders großen Preisdruck auslösen, dem für die übrigen Monate ein ebenfalls besonders kräftiges Anziehen der Preise entspricht. Er folgerte daraus, daß die Intensität der jahreszeitlichen Preisveränderungen mit dem jeweiligen Ernteausfall in Zusammenhang steht. Dementsprechend rechnete er außer für die Gesamtperiode (1881 bis 1914) noch je eine Saisonindexreihe für 14 Jahre, in denen die Produktion 5 v. H. und mehr das Normalmaß, den Trend, überstieg, und für 11 Jahre, in denen sie mindestens 5 v. H. darunterlag. Soweit feststellbar, haben andere Autoren von diesem bemerkenswerten Vorgehen keinen Gebrauch gemacht, obwohl die Voraussetzungen dazu sicher auch bei sonstigen Wirtschaftsvorgängen existieren.

Wie man sieht, sind die Verfahren starrer Saisonindizes zwar keineswegs an der Tatsache wechselnder Saisonnormalen vorbeigegangen, wohl aber betrachten sie die während einer bestimmten Zeit vorhandenen Saisonbewegungen als grundsätzlich konstant. Wechselnde Saisonnormalen gelten als Ausnahmen, denen von Fall zu Fall Rechnung getragen wird. Die Möglichkeit einer generellen Behandlung des Problems variierender Saisonbewegungen konnte unter diesen Umständen nicht bestehen. Sie ergab sich erst, als neue Methoden aufkamen, welche unter Umkehrung der bisher bestehenden Ansichten den Wandel der jahreszeitlichen Bewegungen als normal ansehen und denen die gleichbleibende Saisonschwankung als Sonderfall gilt.

2. Als erster kam Snow zu einer grundsätzlichen Berücksichtigung wechselnder Saisonausschläge[2]). Die umständliche und nach ihm unklare Harvardmethode bringt ihn zu dem Versuch, die gleichzeitige Ausschaltung von säkularem Trend und jahreszeitlichen Bewegungen vorzunehmen. Er stellt die Januarposten, die Februarposten usw. der Ursprungsreihe zu je einer neuen Reihe zusammen und legt durch jede von ihnen mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate eine Gerade[3]). Da die einzelnen Monatsposten und mit ihnen die einzelnen Geraden sowohl von dem säkularen Trend als auch von den Verschiebungen der jahreszeitlichen Komponente bestimmt sind, muß die nachfolgende Division der Ursprungswerte durch die entsprechenden »Trend«werte die vom säkularen Trend und auch von den Saisonschwankungen bereinigte Kurve des betreffenden Wirtschaftsvorganges geben. Liefen die zwölf Geraden annähernd parallel, so ist daraus zu ersehen, daß die Saisonbewegung während des untersuchten Zeitraumes in gleicher Weise spielte. Aus einem Divergieren der Geraden ist auf das Vorhandensein beweglicher Saisonnormalen zu schließen. Allerdings würden sich auch prozentmäßig gleichbleibende Saisonschwankungen auf die gleiche Weise andeuten.

Snow, dem es nur auf die Gewinnung der vom Trend und von den Saisonschwankungen bereinigten Reihen ankam, hat auf eine selbständige Darstellung der Saisonnormalen verzichtet. Im folgenden ist seine Methode weiter entwickelt.

Weisen die zwölf Geraden Horizontalverlauf auf, so stellen sich die durch sie für die verschiedenen Jahre bestimmten monatlichen Normalwerte — sie bleiben für jeden der zwölf

---

[1]) What makes the Price of Oats?, S. 13 ff.

[2]) E. C. Snow, Trade Forecasting and Prices, Jl. of the Royal Stat. Soc., März 1923.

[3]) Die zur Feststellung normaler Entwicklungstendenzen der zwölf Monatsreihen dienenden mathematischen oder empirischen Kurven werden, um Verwechslungen mit dem Begriff des säkularen Trends zu vermeiden, als »Trend«linien bezeichnet.

Monate über die ganze Periode hindurch konstant — als Saisonzahlen dar. Die Saisonveränderungszahlen, die dann ebenfalls für alle Jahre gleich sind, ergeben sich als Differenz aus den einzelnen Saisonzahlen und ihrem Mittel. Die Saisonindizes entsprechen den in Prozenten ihres Durchschnitts ausgedrückten Saisonzahlen.

Verlaufen die zwölf Geraden bei fallender oder steigender Gesamtentwicklung annähernd parallel, so sind weder Saisonzahlen noch -indizes angebracht, die ersten wegen des veränderlichen Reihenniveaus, die anderen, weil trotz veränderlicher Größe der Ursprungswerte die einzelnen Monate ungefähr die gleichen absoluten Abstände voneinander wahren. Die Saisonveränderungszahlen — die in diesem Fall richtige Form der Saisonnormalen — ergeben sich als Differenz zwischen den »normalen« Monatswerten und ihrem Durchschnitt für das betreffende Jahr, und zwar sind die Monatswerte mit dem Stande einzusetzen, den ihre Geraden in der Jahresmitte erreichen. Für den Januar wäre deswegen, wenn alle Werte sich auf die Monatsmitten beziehen und t_1 die jährliche Veränderung (Steigen und Sinken) der Januargeraden bedeutet, jeweils ein Zu- bzw. Abschlag von $\frac{11}{24}\, t_1$ notwendig. Für den Februar entsprechend $\frac{9}{24}\, t_2$, für den März $\frac{7}{24}\, t_3$ usf. Diese Korrektur verhindert, daß die auf den säkularen Trend zurückgehenden Unterschiede zwischen den einzelnen Monaten als saisonmäßige Erscheinungen erfaßt werden. Die Messungen ergeben für alle Jahre, das folgt aus dem von uns angenommenen Verlauf der zwölf Geraden, das gleiche Resultat.

Veränderliche Saisonnormalen sind allein bei Divergenz der zwölf Geraden möglich. Sie sind möglich, nicht notwendig; denn auch für den Fall, daß die jahreszeitlichen Ausschläge in konstantem Verhältnis zum Gesamtniveau der Reihe stehen, ist kein Parallelverlauf der Geraden vorhanden. Ob veränderliche oder starre Saisonindizes anzunehmen sind, ergibt sich erst aus den Berechnungen selbst[1]). Wie oben erfordert die Berechnung als erstes die Vergleichbarkeit der Normalwerte für die einzelnen Monate. Man stellt deshalb zunächst Jahr für Jahr den Stand der einzelnen Geraden am 1. Juli, der Jahresmitte, fest und drückt danach die sich pro Jahr ergebenden zwölf Werte in Prozenten ihres eigenen Durchschnitts aus. Die Resultate sind die Saisonindizes. Wenn die Saisonreihen keine deutlich wahrnehmbare Gestaltveränderungen erkennen lassen, darf der Beweis für das Vorhandensein starrer Saisonindizes als geliefert gelten. Man zieht die Saisonindexreihen der einzelnen Jahre in diesem Falle zu einer für die gesamte Periode geltenden Indexreihe zusammen. Andernfalls behält jedes Jahr als Repräsentanten seiner Saisonbewegungen eine eigene Reihe von Saisonindexziffern. Die Prüfung, ob den Verschiedenheiten der einzelnen Indexreihen systematische Abwandlungen zugrunde liegen oder nicht, kann durch vertikalen graphischen Vergleich oder durch Punktdiagramm erfolgen[2]).

Werden die Saisonindizes als solche nicht gebraucht, sondern geht das Ziel der Analyse ausschließlich darauf, Zyklen zu isolieren, d. h. die vom Trend und von den Saisonschwankungen bereinigte Wirtschaftsreihe darzustellen, so erübrigt sich die Errechnung von Saisonindizes. Es ist dann nur nötig, durch die zwölf Monatsreihen »Trend«linien zu legen, die Ursprungswerte durch die entsprechenden Ordinaten zu dividieren und die Quotienten mit hundert zu erweitern. Erspart wird dadurch erstens das Beziehen der Monatsgeraden auf die Jahresmitten, zweitens die daran anschließende Saisonindexbildung.

Crum, der unabhängig von Snow ebenfalls auf die hier geschilderte Saisonmethode kam, bezeichnet sie als eine Modifikation des Monatsdurchschnittsverfahrens[3]), und das mit Recht.

[1]) Einen gewissen Anhalt kann allerdings auch die graphische Darstellung der zwölf Monats»trends« geben. Divergieren die »Trend«linien, ohne daß innerhalb des Beobachtungszeitraums Überschneidungen stattfinden, kommt also ein sich nach der einen oder der anderen Seite verjüngendes Strahlenbündel zustande, so wird man das Vorhandensein relativ gleichbleibender Saisonbewegungen annehmen dürfen, während Überschneidungen der zwölf »Trends« eher das Vorhandensein variabler Saisonnormalen vermuten lassen.

[2]) Vgl. S. 21 u. 24.

[3]) Progressive Variation in Seasonality, Jl. Am. Stat. Ass., März 1925, S. 51.

Das wesentliche Merkmal fast aller Methoden zur Errechnung beweglicher Saisonnormalen beruht darin, daß an die Stelle, wo sich bei den Verfahren starren Systems die Mittelwertbildung befindet, eine Art »Trend«legung tritt: anstatt je Monatsreihe einen einzigen Ausdruck zu finden, sie durch eine einzige Ziffer zu charakterisieren, wird die Entwicklungstendenz jeder der zwölf Monatsreihen aufgesucht, für sie eine normale Reihe berechnet. Infolgedessen sind die meisten beweglichen Systeme Weiterbildungen von starren Saisonmethoden. Snow knüpft unmittelbar an das Kemmerer-Verfahren an, dessen Vorzüge und Schwächen er mit in Kauf nehmen muß.

Der Vorzug — verglichen mit den übrigen Saisonmethoden beweglichen Systems — ist die Einfachheit der Berechnungen; letztere tritt besonders in Erscheinung, wenn lediglich auf die Bereinigung der Ursprungsreihen ausgegangen wird; sie kann aber auch für die Darstellung der Saisonindizes selbst in Anspruch genommen werden.

Nachteilig ist der Methode Snow das evtl. Vorhandensein stärkerer irregulärer und zyklischer Schwankungen. Die Gefahren sind noch größer als beim Kemmerer-Verfahren. Bei diesem bestand die Möglichkeit, durch Verwendung bereinigter Durchschnitte etwaige Extreme von einer Beeinflussung der Saisonwerte abzuhalten. Hier ist das Gewicht der Extreme infolge der Verwendung der Methode der kleinsten Quadrate nicht nur nicht beseitigt, sondern noch verstärkt. Die den Monatsreihen eingefügten Geraden hängen von jedem der Einzelwerte ab, ihr Zentralwert ebenso wie ihre monatliche Neigung. Da eine Kompensation der extremen Posten innerhalb der Monatsreihen in der Regel nicht erwartet werden kann, unterliegt das Verfahren erheblichen Bedenken[1]). Diese Bedenken bestehen zwar in bezug auf jede Saisonmethode, die mit den kleinsten Abweichungsquadraten arbeitet, sie sind jedoch um so größer, eine je größere Streuung die Monatsreihen aufweisen. Da die Verfahren der Monatsdurchschnitte mit relativ starker Streuung zu rechnen haben, gilt das Bedenken also für die vorliegende Methode in ganz besonderem Maße. Ungefährlich ist die Verwendung der Methode nur bei Wirtschaftsvorgängen mit geringen zyklischen und vereinzelten außergewöhnlichen Vorgängen, wie man sie etwa bei Reihen vermuten könnte, die eng von naturhaftem Geschehen abhängen (z. B. in der Landwirtschaft).

3. Auf dem Hall-Falkner-Verfahren baut die Methode von Gressens[2]) auf. Nachdem die Ursprungsreihe vom säkularen Trend bereinigt ist, unterzieht G. jede der zwölf entstandenen Monatsreihen einer Prüfung, auf welchem Wege sich die Unregelmäßigkeiten in ihnen am besten ausglätten lassen. Im Gegensatz zu Snow bestimmt G. alsdann die Entwicklungstendenz jeder der zwölf Monatsreihen nicht durch mathematische Funktionen, sondern durch bewegliche Mediane. Am besten geeignet sollen dazu solche mit fünfgliedrigen Perioden — für Amerika wohlgemerkt — sein. Die Beseitigung der danach noch verbleibenden Unregelmäßigkeiten erfolgt durch Angleichung der betreffenden Werte an die Nachbarglieder. Die Saisonindexreihen für jedes Jahr ergeben sich schließlich durch die übliche Umrechnung der so erhaltenen Größen in Prozentzahlen auf der Basis des Durchschnitts der zusammengehörigen zwölf Monate.

Dem Verfahren Gressens kommt kaum eine größere Zuverlässigkeit zu als der Methode Snow. In den vom Trend bereinigten Werten stecken ebenfalls, wenn auch abgemildert, konjunkturmäßige und irreguläre Elemente. Infolgedessen ist auch die Streuung meist zu

---

[1]) Wenn die Methode der kleinsten Quadrate für die Errechnung säkularer Trends herangezogen wird, bilden die Extreme keine ebenso große Gefahrenquelle; denn irreguläre wirtschaftliche Vorgänge pflegen sich selten über mehrere Monate zu erstrecken, sie verschwinden größtenteils im Jahresdurchschnitt.

[2]) On the Measurement of Seasonal Variation, Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1925, S. 203 ff. — Vgl. außerdem: Carmichael, a. a. O., der ähnlich wie bei der Berechnung starrer Saisonindexziffern (s. oben S. 38) statt der Abweichungen der Ursprungswerte vom Trend deren erste bzw. zweite Differenzen benutzt.

groß, um bewegliche Durchschnitte oder Mediane als Grundzug für die Verschiebung der Saisonbewegungen gelten zu lassen; wie bei Snow (vgl. S. 55) ist die Verwendbarkeit der Methode an das Fehlen starker außersaisonmäßiger Faktoren gebunden. Die Gefahren beweglicher Mediane sind bekannt (vgl. S. 57), ebenfalls die Sensibilität beweglicher Durchschnitte. Entgegen dem von Gressens vertretenen Standpunkt muß überdies betont werden, daß durch die Glättung lediglich allgemeine Tendenzen in der Entwicklung der Monatsreihen herauszuarbeiten sind. Es widerspräche unserer Vorstellung vom Wesen beweglicher Saisonnormalen, wollte man auch kurzfristige Veränderungen der Saisonnormalen zugeben.

4. Bei folgerichtigem Ausbau der Saisonmethoden starren Systems zu beweglichen Verfahren müßte man auch zu einer Erweiterung der Verfahren beweglicher Durchschnitte kommen[1]). Zwei Wege bestehen, die Grundströmungen in der Gestaltung der Saisonausschläge zu erkennen: Durch die zwölf Monatsreihen aus den Verhältniszahlen (Originalwerte durch bewegliche bzw. variable Durchschnitte mal hundert) sind zu legen entweder mathematische oder empirische »Trend«linien, deren Glieder jahrweise zusammengefaßt und in Indizes (Summe gleich 1200) umgewandelt werden. Gegen die Benutzung des ersten Weges und damit der kleinsten Abweichungsquadrate spricht, daß jede »Normale« hierbei von jeder Verhältnisziffer der betreffenden Monatsreihe, selbst wenn diese augenscheinlich unregelmäßige Posten enthält, abhängig wird; vor den empirischen Trendlinien warnt deren Nachgiebigkeit auch gegen geringfügige Entwicklungsvorgänge der zu glättenden Reihe, was ein Herausarbeiten eindeutiger Entwicklungstendenzen je Monatsreihe erschwert. Beide Bedenken bestehen jedoch nicht in gleichem Umfang wie bei den Methoden Snow und Gressens. Denn durch die Errechnung der Verhältniszahlen aus Ursprungswerten und beweglichen Durchschnitten wird eine gewisse Elimination der zyklischen Komponente bewirkt, als deren Folge die Verhältniszahlen eine dichtere Anhäufung aufweisen als die Ursprungsposten oder auch die vom Trend bereinigten Werte. Da hierdurch die empirischen Verfahren an Sicherheit gewinnen, andererseits aber die unregelmäßigen Extreme, die eine Hauptgefahr für die mathematische »Trend«-legung bilden, keine Abstumpfung erfahren, haben bereinigte und einfache bewegliche Durchschnitte sowie erweiterte und einfache bewegliche Mediane den größeren Zuverlässigkeitsgrad. Etwaige Zacken der geglätteten Monatsreihen würden nach Maßgabe der Nachbarwerte abzuschleifen sein. Die Saisonindizes finden sich, wie üblich, als die mit hundert erweiterten Quotienten aus den Daten der geglätteten Monatsreihen und dem Monatsdurchschnitt des dazugehörigen Jahres.

5. Den systematischen Ausbau der Persons'schen Methode zu beweglichen Saisonverfahren bewirkten Crum[2]) und Flinn[3]). Jener bestimmt die Veränderungstendenzen der Gliedziffern eines Monats durch die Methode der kleinsten Quadrate, also durch einen mathematischen Trend, indem er jeder der zwölf Monatsreihen eine Gerade einfügt; dieser benutzt bewegliche, erweiterte Mediane. Beide verzichten mithin darauf, den Median oder irgendeinen anderen Mittelwert aus den Gliedziffern zu bestimmen — wie es bei den starren Verfahren geschieht —, sie betrachten statt dessen die »Trend«ordinaten als typische Werte für das Verhältnis eines Monats zum Vormonat.

Wie beim eigentlichen Gliedbildungsverfahren werden also zunächst die Gliedziffern gebildet, und zwar entweder nach dem üblichen Vorgehen aus der Ursprungsreihe direkt oder auch, wie oben vorgeschlagen, aus der vom Trend bereinigten Reihe. Die Betrachtung der

[1]) Der Ausbau des hierher gehörigen Verfahrens »variabler Durchschnitte« in ein Saisonverfahren beweglichen Systems ist von J. C. Clendenin vorgeschlagen worden. Vgl. Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1927, S. 213 ff.

[2]) Progressive Variation in Seasonality, a. a. O.; S. 48 ff.

[3]) Ausführungen auf dem Meeting on the Measurement of Seasonal Variations, 22. Mai 1925 in New-York; vgl. Il. Am. Stat. Ass.; Sept. 1925, S. 429 ff.

Punktdiagramme gibt alsdann Aufschluß über eine etwa vorhandene Veränderungstendenz der Gliedziffern. Ist diese dargestellt, sei es durch mathematische Funktionen (Crum), sei es durch eine empirische Kurve (Flinn), so werden immer die zwölf auf das gleiche Jahr bezüglichen »Trend«ordinaten verkettet und durch die bekannten Rechenoperationen in Indizes verwandelt. Erreichte die Gliedkette im Dezember nicht den theoretisch zu erwartenden Betrag hundert, so schiebt sich die Korrektur der Kette ein.

Wollte man für jedes einzelne Jahr einen Satz von Saisonindizes wie beschrieben bestimmen, so wäre die erforderliche Rechenarbeit erdrückend. Um eine bequemere Handhabung der Methode zu erreichen, empfiehlt es sich, gewisse Vereinfachungen vorzunehmen. Man erreicht sie dadurch, daß man die Verkettung der »Trend«ordinaten mit anschließender Korrektur und Umbasierung immer nur in Abständen von mehreren Jahren, etwa zwei oder drei, vornimmt und die Indexziffern der dazwischenliegenden Jahre durch Interpolation findet. Man würde Indexziffern etwa für die Jahre 1876, 1879, 1882 ... von Grund auf errechnen, für die Jahre 1877, 1878, 1880, 1881 ... sie aber durch Verteilung der zwischen den Indizes für 1876, 1879, 1882 ... bestehenden Differenzen finden. Die auf diesem Hilfswege konstruierten zwölf Werte eines Jahres müssen dann natürlich in ihrer Summe durch das übliche Angleichungsverfahren auf 1200 gebracht werden. Die Rechtfertigung zu dem abgekürzten Vorgehen ergibt sich aus der Erwägung, daß die Übergänge von Jahr zu Jahr kontinuierlich und nur langsam zu erfolgen pflegen, so daß durch die Interpolation keine großen Fehler erwachsen können.

Was die »Trend«legung angeht, so bedarf sie, wenn sie unter Benutzung der kleinsten Abweichungsquadrate erfolgt, keiner weiteren Erläuterungen. Grundsätzlich besteht keine Bindung an bestimmte mathematische Funktionen. Nach Crum sollen Gerade jedoch in den meisten Fällen ausreichend sein.

Auf dem entgegengesetzten Standpunkt steht Flinn. Was von Crum als gelegentlich vorkommend zugegeben wird, erhebt er zur Regel: »Aus der Analyse einer stattlichen Anzahl von Reihen haben wir gefunden, daß die Trends der Gliedziffern durch einfache analytische Funktionen nicht gut wiedergegeben werden können.«[1]) Er betont, daß bei ein und derselben Wirtschaftsreihe die Abwandlung der Gliedziffern in mannigfachen Formen geschieht, so daß, wollte man die Methode der kleinsten Abweichungsquadrate verwenden, man bald diese, bald jene mathematische Funktion zu gebrauchen hätte. Wenn man nicht, die Genauigkeit hinter die Einfachheit zurückstellend, vorzieht, nur immer lineare Trends zu bestimmen, würde man zur Vornahme von äußerst umfangreichen Rechnungen geführt. Außerdem würde in jedem Fall ein wesentlicher Vorzug des Persons'schen Verfahrens, nämlich die Ausschaltungsmöglichkeit von Extremen, verlorengehen, weil durch die Benutzung sämtlicher Gliedziffern bei der Errechnung mathematischer Trends ähnliche Nachteile entstehen wie durch die Verwendung unbereinigter arithmetischer Mittel.

Von den möglichen empirischen Trendmethoden verwirft Flinn die beweglichen Durchschnitte und die beweglichen Mediane, die ersteren, um vor den Störungen irregulärer Posten gesichert zu sein, die letzteren wegen des ihnen eigenen sprunghaften Verlaufs. Zur Verwendung empfiehlt er dagegen erweiterte bewegliche Mediane. Bei einer Reihe von Januargliedziffern, die z. B. von 1890 bis 1913 reicht, und bei Verwendung siebenjähriger Perioden würde er die Januargliedziffern der sieben Jahre 1890—1896 der Größe nach ordnen, den Durchschnitt aus den drei mittelsten bilden und diesen für das Jahr 1893 einsetzen. Ein Gleiches würde sich bis an das Ende der Januarreihe und auch für die elf übrigen Reihen wiederholen.

Erfahrungsmäßig weisen so gefundene Kurven gelegentlich Unebenheiten auf. Sie sollen durch Einzeichnung glatter Linien (mit Hilfe eines Kurvenlineals) beseitigt werden. Da die

[1]) A. a. O., S. 429.

beweglichen Mediane nicht bis an die Enden der Reihen reichen, dienen die Glättungskurven zugleich auch dazu, die fehlenden Posten zu extrapolieren. Die Extrapolation geschieht Flinn zufolge nach subjektivem Ermessen.

Von jeder der zwölf geglätteten Kurven werden schließlich die einzelnen Werte Punkt für Punkt abgelesen[1]), zu Jahren zusammengestellt, verkettet, korrigiert und daraus die Indexziffern gewonnen.

Wägt man die Für und Wider in dem Gegensatz Crum-Flinn ab, so ist als erstes zu bedenken, daß die Streuungsverhältnisse für Gliedziffern etwa die gleichen sind wie für bewegliche Durchschnitte bei dem unter 4 angegebenen Verfahren: eine gegenüber der bei Gressens auftretenden verminderte Dispersion, die aber trotzdem infolge konjunkturmäßiger und unregelmäßiger Posten noch beträchtlichen Umfang erreichen kann. Gruppieren sich die Gliedziffern eng um eine bestimmte Entwicklungslinie, so sind mathematische Funktionen mit Nutzen anzuwenden. Andernfalls ist die Ausschaltung irregulärer Einflüsse so wichtig, daß man sie auf jeden Fall anzustreben hat. Welchem der empirischen Verfahren dabei der Vorzug zu geben ist, ob den Durchschnitten, Medianen, bereinigten Durchschnitten oder erweiterten Medianen — immer beweglich verstanden —, entscheidet man am besten entgegen Flinn nicht generell, sondern von Fall zu Fall auf Grund der Punktdiagramme. Festzuhalten ist nur, daß den beweglichen erweiterten Medianen und beweglichen bereinigten Durchschnitten das relativ größte Anwendungsgebiet zukommt.

Zur Illustration wurden die beiden Saisonmethoden, die nach Crum und die nach Flinn, auf die Reihe der Wechselbestände bei der Reichsbank angewendet.

Bei Bestimmung linearer »Trends« für jede der zwölf Gliedzifferreihen ergeben sich die Zentralwerte und jährlichen Neigungen gemäß den Spalten 1 und 2 der nachfolgenden Übersicht[2]).

Wie die Punktdiagramme für jeden der 12 Monate ersichtlich machten, ist die Streuung der Gliedziffern um die Geraden, obwohl die Ursprungsreihe doch erheblichen Saisonschwankungen unterliegt, ziemlich groß; für manche Monate würde durch Parabeln wahrscheinlich eine bessere Wiedergabe der Entwicklungstendenz erreicht worden sein als durch die Geraden. Aus dem Zentralwert und der jährlichen Neigung ergeben sich die für den 15. Juli der einzelnen Jahre geltenden Ordinaten, aus denen die Saisonindizes gebildet werden. Die Ordinaten für das Anfangs- und das Endjahr finden sich in den Spalten 3 und 4 der Übersicht. Die Saisonindexziffern der Spalten 5 und 6 sind daraus durch Verkettung der Ordinaten sowie Korrektur der Kette gewonnen, indem die korrigierten Kettenziffern in Prozenten ihres Durchschnitts ausgedrückt werden.

Errechnung beweglicher Saisonindexziffern nach der Methode Crum.
(Wechselbestände bei der Reichsbank.)

Monat	Zentralwerte (15. 1. 1895)	jährl. Neigung	Normalwert p. 15. Juli		Saisonindexziffern	
			1877	1913		
	Gliedziffern				1877	1913
Januar	92,20	— 0,371	99,1	85,7	105,3	96,1
Februar	87,66	— 0,104	89,4	85,7	94,0	82,2
März	106,63	+ 0,701	94,4	119,6	88,6	97,9
April	105,37	— 0,116	107,4	103,2	95,0	100,8
Mai	96,28	— 0,114	98,3	94,2	93,2	94,8
Juni	105,60	— 0,017	105,9	105,3	98,5	99,5
Juli	102,40	— 0,241	106,6	97,9	104,9	97,1
August	93,50	— 0,037	94,1	92,8	98,5	89,9
September	111,90	+ 0,620	101,1	123,4	99,4	110,6
Oktober	107,34	— 0,160	110,1	104,4	109,2	115,2
November	94,28	— 0,226	98,2	90,1	107,1	103,5
Dezember	104,09	+ 0,259	99,6	108,9	106,5	112,4

[1]) Ohne daß der Versuch unternommen wird, die einem bestimmten Stichtag innerhalb des Jahres entsprechenden Punkte zu finden. Denn infolge des empirischen Charakters der Kurven ließe sich die dazu nötige Interpolation nur schlecht ausführen.

[2]) Über die zur Berechnung von Trendlinien anzuwendenden Methoden vgl. Hennig, Die Ausschaltung von säkularen usw., a. a. O.

Da die Methode Flinn sich nur in Einzelheiten von dem Verfahren nach Crum unterscheidet, wurde auf die tabellarische Wiedergabe des Beispiels verzichtet. Die Saisonindizes für die Wechselbestände bei der Reichsbank ergeben sich hierbei wie folgt:

	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
1877....	107,7	92,2	88,0	94,2	92,0	98,1	103,6	96,0	100,5	110,7	108,3	108,5
1913....	96,4	83,7	97,9	97,9	93,6	98,7	97,2	91,0	110,9	117,0	105,0	110,7

Wie man sieht, führen beide Methoden zu annähernd gleichen Resultaten. Die zu beobachtenden Unterschiede sind geringfügig, verglichen mit den Wandlungen, die sich mit den Jahren in der Saisonstruktur vollzogen. Trotzdem ist es aufschlußreich, die Ursachen der Diskrepanzen im Hinblick auf die Zuverlässigkeit der Methoden zu prüfen. Die beiden Saisonindexreihen für das Jahr 1913 differieren hauptsächlich im April (Crum 100,8, Flinn 97,9) und im Oktober (Crum 115,2, Flinn 117,0). Betrachtet man die Punktdiagramme für die Gliedziffern beider Monate, so ergibt sich, daß der lineare April»trend« in den Jahren 1908 bis 1913 zu keiner guten Anpassung führt, vielmehr wesentlich zu hoch liegt, und daß für die weit zerstreuten Oktoberwerte die Trendlinie nach Flinn wahrscheinlich ebenfalls als richtiger angesprochen werden muß. Daraus wäre zu folgern, daß die Saisonindexreihe nach Flinn den Vorzug verdient. Ähnliches läßt sich für das Jahr 1877 sagen. Größere Abweichungen bestehen hier im Januar, Februar, August und in den Monaten Oktober bis Dezember. Im Januar, Februar, August und November ist die Flinnreihe sicherlich besser, im Oktober und Dezember ist die Lagerung der Gliedziffern dagegen ziemlich uneinheitlich, weshalb für diese Monate unentschieden ist, welche Methode zum besseren Resultat führt.

Daß die durch beide Methoden vermittelten Eindrücke im wesentlichen durchaus richtig sind, ergibt ein Vergleich mit der auf Grund des Harvardverfahrens ermittelten Indexreihe. Der letzteren, der die Gliedziffern aus den Jahren 1901 bis 1913 zugrunde liegen, müßten die Durchschnitte aus den je 13 Indexreihen nach Flinn und nach Crum für diesen Zeitraum entsprechen. In der Tat treten, wie die folgende Übersicht zeigt, nur unbedeutende Abweichungen auf, Abweichungen, die nach unseren Erfahrungen noch immer im Streuungsbereich der Saisonnormalen liegen.

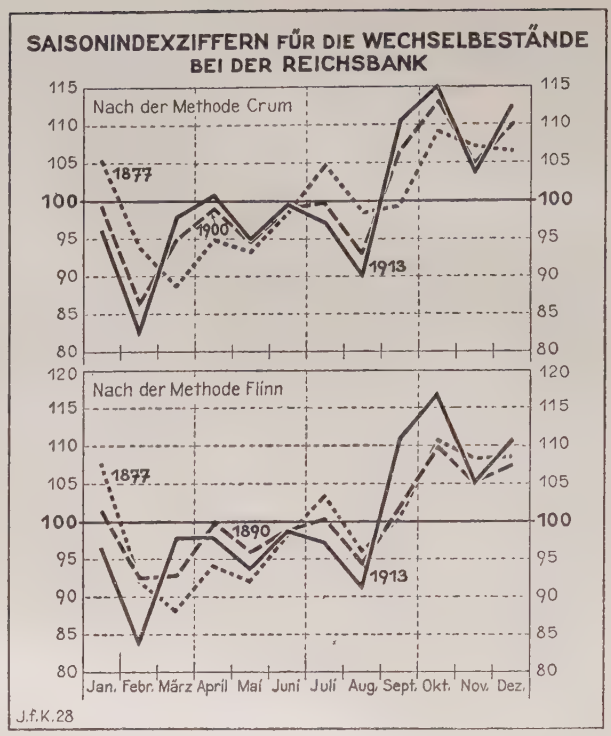
Saisonindexziffern für die Wechselbestände bei der Reichsbank in den Jahren 1901 bis 1913.

Nach den Methoden	Jan.	Febr.	März	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	Okt.	Nov.	Dez.
Persons.....	97,4	84,6	97,6	99,0	93,3	99,0	98,5	92,3	108,5	114,5	105,8	109,8
Crum.....	97,6	84,0	96,6	100,0	94,6	99,3	98,4	91,2	108,8	114,2	104,1	111,3
Flinn.....	97,3	84,5	96,2	98,3	94,0	99,4	98,8	92,6	108,7	115,0	104,9	110,1

Im allgemeinen werden starre Saisonindizes nicht nur zur Analyse für den zu ihrer Berechnung berücksichtigten Zeitraum verwendet, sondern darüber hinaus auch unbedenklich für andere Jahre benutzt. Zu welchen Fehlern das mitunter führt, ist aus dem umstehenden Schaubild ersichtlich. Schon den Jahren 1900 und 1913 gehören ziemlich verschiedene Saisonnormalen zu; größer noch wird der Fehler, wenn man bis 1890 oder sogar bis 1877 zurückgeht. Deutlich ist erkennbar, wie die Saisonschwankungen im Laufe der Jahre an Intensität gewannen, wie die Herbstbeanspruchung der Reichsbank wächst und wie dafür die beiden ersten Monate des Jahres zurücktreten. Auch Phasenverschiebungen treten auf. Vom März wandert das Frühjahrstief zum Februar, der Kulminationspunkt des Juli zum Juni, im November schließlich bildet sich ein Tief zu immer prägnanteren Formen aus.

Die Methoden Flinn und Crum sind im ganzen einander ebenbürtig. Der Nachteil bei Crum ist, daß durch die »Trend«geraden für Teile der Monatsreihen der wirkliche Grundzug in der Bewegung der Gliedziffern nicht richtig wiedergegeben wird, sobald die Entwicklung

anders als linear erfolgt. Die Methode Flinn erlaubt dagegen, den wirklichen Verhältnissen weitgehend Rechnung zu tragen. Die durch sie erforderte Heranziehung subjektiver Erwägungen bildet kaum einen Nachteil. Man wird deshalb sagen können, daß der Methode Flinn in technischer Hinsicht vielleicht ein kleiner Vorzug zukommt.



6. Auf grundsätzlich anderen Prinzipien als die bisher besprochenen beweglichen Saisonmethoden beruht ein von King aufgestelltes Verfahren (King II), das in bewußter Reaktion gegen die sonst geübte Heranziehung mechanischer und mathematischer Gesichtspunkte entstand[1]). Statt wie sonst dem subjektiven Ermessen nur im Notfall einen gewissen Spielraum zu geben, macht K. es zum Fundament seiner Methode, erstens, um auf diese Weise ein vereinfachtes Saisonverfahren aufzustellen, zweitens, um eine auch qualitativ verbesserte Messung jahreszeitlicher Schwankungen zu erreichen.

Den Ausgangspunkt der Berechnungen bildet die graphische Aufzeichnung der Ursprungswerte, also etwa der Roheisenproduktion. Die Originalkurve wird freihändig oder auch mit Hilfe eines Kurvenlineals derart geglättet, daß der neuentstehende Linienzug als konjunkturmäßige Bewegung des betreffenden Wirtschaftsvorganges, allerdings mit Einschluß des Trends, angesprochen werden kann, d. h. die »vorläufige Konjunkturkurve« soll den Verlauf nehmen, den man bei Abwesenheit saisonüblicher und zufälliger Schwankungen als wahrscheinlich zu erwarten gehabt hätte.

Von dieser Kurve werden die vorläufigen Schätzungszahlen je Monat abgelesen, in einer Tabelle vermerkt und sodann die um hundert erweiterten Quotienten aus den Ursprungswerten und den entsprechenden Zahlen der eben aufgestellten Tabelle errechnet. Da die Hilfskurve eine vorläufige Konjunkturkurve darstellt, bilden die Quotienten eine erste Annäherung an die gesuchten Saisonindizes, freilich nur eine Annäherung. Denn die Hilfskurve ist unmöglich exakt zu legen, einmal, weil die — gesuchten — Saisonindizes nicht von Anfang an bekannt sind, sodann, weil die unregelmäßigen Schwankungen störende Einflüsse hervorrufen. Die zwölf Monatsreihen, gebildet aus den Quotienten, verlaufen deshalb meist ziemlich unregelmäßig.

Es handelt sich deshalb darum, aus diesem rohen Zahlenmaterial die wirklichen Saisonwerte herauszuschälen. Zu diesem Zweck muß man die Monatsreihen von den Unregelmäßigkeiten bereinigen, wobei darauf Bedacht zu nehmen ist, daß die den Reihen etwa innewohnende Entwicklungstendenz erhalten bleibt; man hat also die Monatsreihen einem Glättungsverfahren zu unterziehen. King kam zu dem Ergebnis, daß bewegliche Mediane die brauchbarsten Resultate liefern, und zwar solche mit einer Neunjahrsperiode. Der Median wird jeweils auf das mittelste Jahr der Periode bezogen.

Die geglätteten Reihen sind sodann zu zeichnen. Zeigt der Linienverlauf noch immer Unregelmäßigkeiten, so schließt sich dem arithmetischen ein graphisches Glättungsverfahren

[1]) King, An Improved Method for Measuring the Seasonal Factor, Jl. Am. Stat. Ass., September 1924, S. 305 ff.

an: mit freier Hand oder mit dem Kurvenlineal scheidet man die Unregelmäßigkeiten aus und setzt an Stelle der zu entfernenden Posten die dem neuen Linienzug entsprechenden Werte ein.

Die Addition von je zwölf auf die gleichen Jahre bezüglichen Indexwerten müßte auf die Zahl 1200 führen. Da dies nicht immer geschieht, ergibt sich die Notwendigkeit, die Summe jeweils auf diesen Betrag zu bringen. Von der Festsetzung der einzelnen Monatsindizes in Prozenten ihrer tatsächlichen Summe, also von dem arithmetischen Angleichungsverfahren, geht King ab. Statt dessen propagiert er die Angleichung nach subjektivem Ermessen. Die Erwägung, daß die Fluktuationen angrenzender Monate voraussichtlich ähnlich sind, und daß jeder Monat an den Eigenheiten seiner Nachbarmonate bis zu einem gewissen Grade teilnimmt, soll dabei helfen. Die so behandelten Reihen für die einzelnen Jahre sind dann die endgültigen Saisonindexreihen.

Infolge der Verwendung beweglicher Mediane lassen sich auf dem gezeigten Wege Saisonindexziffern für die Anfangs- und Endjahre nicht errechnen. Der Ausfall der Jahre richtet sich nach der Anzahl der zur Medianbildung herangezogenen Posten; bei einer neunjährigen Periode und bei Beziehung des Zentralwerts auf das mittelste Jahr müßte auf die ersten und die letzten vier Jahre verzichtet werden. Um für die Endjahre dennoch zu Indexziffern zu kommen, sollen die einzelnen geglätteten Monatskurven eine graphische Extrapolation erfahren.

Dividiert man die Ursprungswerte durch die erhaltenen endgültigen Saisonindizes, so zeigt die graphische Darstellung der neuentstehenden Reihe, daß in der »vorläufigen Konjunkturkurve« eine Überschätzung der Saisonschwankungen liegt. Die endgültige »Konjunkturkurve« schließt eine Reihe von kleineren Bewegungen mit ein, die in der Hilfslinie nicht erscheinen.

Man kann im Zweifel darüber sein, ob es ratsam ist, dem Ermessen des Bearbeiters einen so großen Spielraum zu geben, wie King es tut. Die Gefahr besteht wie bei jedem nicht von vornherein strikt umrissenen Verfahren, daß das Resultat in starkem Maße von persönlichen Momenten abhängig gemacht wird, so daß die Anwendung der gleichen Methode auf die gleichen Vorgänge aber von verschiedenen Personen leicht zu abweichenden Resultaten führt. King hält solchen Bedenken entgegen, daß das persönliche Element genügend eingeengt und die Prozedur derart einfach sei, daß sie von jedem nach kurzer Zeit zufriedenstellend auszuführen ist. Außerdem hegt er Zweifel, daß weitergehende mechanische Verfahren zu finden sind, mit denen man ebenfalls zur Feststellung beweglicher Saisonnormalen kommen kann, wenn ja, so doch — seiner Meinung nach — auf sehr viel umständlicherem Wege.

Der letzte Einwand ist durch die Tatsachen inzwischen widerlegt; andere Saisonverfahren beweglichen Systems sind nicht nur vorhanden, sie sind zum Teil auch einfacher als die Methode King II.

Im ganzen wurde die Methode King II öfter abgelehnt als propagiert. Ihr Hauptfehler ist in der Art zu sehen, in der King die Berechnungen von subjektiven Momenten abhängig macht. Die Vornahme von Schätzungen an sich bildet keine Gefahr; die Gefahr entsteht erst dadurch, daß die Schätzungen den Berechnungen zeitlich vorangehen, daß sie den Angelpunkt der Methode bilden. Bei subjektiven Erwägungen können immer Fehler entstehen, deshalb soll man statistische Berechnungen nicht völlig auf sie fundieren, wie King es tut, wenn er seine Saisonmessungen mit der Zeichnung einer »vorläufigen Konjunkturkurve« beginnt. Das subjektive Moment darf immer nur ergänzend und korrigierend eingreifen, wie es in der Methode Flinn u. a. geschieht; darüber hinaus hat es in der Saisonstatistik keine Anwendungsberechtigung.

7. Zusammenfassung. Ob es notwendig ist, veränderliche Saisonnormalen zu errechnen, läßt sich gewöhnlich durch Punktdiagramme feststellen[1]). Bemerkt man das Vorhandensein systematischer Veränderungen der Saisonbewegungen, so wird es sich im allgemeinen empfehlen, auf den bis dahin geleisteten Vorarbeiten weiterzubauen, d. h. eine der von Crum, Flinn, Gressens usf. aufgestellten Methoden zu benutzen. Dabei ist von der Verwendung mathematischer Trendlinien abzusehen, wenn stärkere unregelmäßige und zyklische Faktoren auftauchen.

Geht man nach den technischen Vorzügen, so rangieren an erster Stelle die aus dem Gliedbildungsverfahren und den Verfahren beweglicher Durchschnitte gebildeten Methoden, es folgen die Methoden Gressens, Snow, King II. Von der Benutzung der Methode King II sieht man am besten ganz ab, und auch die Verwendung der Methode Snow sollte nur erwogen werden, wenn man auf die Ermittlung von Saisonnormalen keinen Wert legt, sondern allein die Bereinigung einer Wirtschaftsreihe vom Trend und von den Saisonschwankungen erstrebt.

XII. Der Gebrauch von Saisonnormalen.

1. Saisonnormalen gestatten einen doppelten Gebrauch. Man bedient sich ihrer, entweder um einen genaueren Überblick über das Ausmaß jahreszeitlicher Bewegungen der Wirtschaftsvorgänge zu erhalten, oder — was öfter vorkommt — zur Zerlegung von Wirtschaftsreihen in ihre Teilkomponenten zu dem Zwecke, die Untersuchung der gegenseitigen Beziehungen verschiedener Wirtschaftsvorgänge zu erleichtern.

Beispielsweise kann ein Fabrikant, der die Nachfrage nach seinen Erzeugnissen saisonmäßig bedingt weiß, ein Interesse daran haben, ein exakteres Maß für die jahreszeitliche Gestaltung der Auftragseingänge, des Beschäftigungsgrades u. dgl. zu haben. Wenn er über die Saisonbewegungen seiner verschiedenen Abnehmergewerbe genau informiert ist, kann er seine Propaganda zweckbewußt verteilen, indem er beispielsweise Motoren für Nähmaschinen verstärkt anbietet bei saisonmäßigem Auftrieb des Bekleidungsgewerbes, Motoren für Holzbearbeitungsmaschinen bei saisonmäßigem Auftrieb der holzverarbeitenden Industrie usw. Die Eisenbahn muß sich auf eine in den verschiedenen Jahreszeiten wechselnde Beanspruchung sowohl im Gütertransport wie in der Personenbeförderung einrichten, die Banken auf die ebenso wechselnde Nachfrage nach Krediten, die Finanzverwaltung auf den Saisoneinflüssen unterliegenden Eingang mancher Steuern, der Landwirt auf die mit den Jahreszeiten schwankenden Preise vieler seiner Produkte.

Die zweitgenannte Verwendungsmöglichkeit liegt vor, wenn Saisonberechnungen angestellt werden, um zu erkennen, auf welche Faktoren die Bewegungsvorgänge zeitlicher Reihen zurückgehen. Sie ist meist gegeben, wo uns Saisonberechnungen in der Konjunkturstatistik begegnen. Denn die Konjunkturstatistik bemüht sich ja gerade, die Bewegungen der Wirtschaftsreihen zu analysieren und die einzelnen Bewegungskomponenten einer gesonderten Betrachtung zu unterziehen: Sie »bereinigt« die tatsächlichen Werte sowohl von Saisoneinflüssen wie von Trendeinwirkungen und versucht zuweilen wohl auch die Entfernung unregelmäßiger Posten. Auch die »Prognose« zukünftiger Entwicklungen, die sich neben der Abschätzung der Trend- und Konjunkturverhältnisse auf der Berücksichtigung bekannter Saisonbewegungen aufbaut, gehört hierher.

Wie man sich von dem Wirken jahreszeitlicher Faktoren eine Vorstellung macht, wie man Saisonnormalen darstellt, ist aus dem Vorstehenden bekannt. Die Verwendung von

[1]) Vgl. S. 24.

Saisonberechnungen zu dem an erster Stelle genannten Zweck bietet deshalb keine Probleme, die über den Rahmen des bisher Behandelten hinausgehen.

Werden Saisonnormalen dagegen zur Analyse wirtschaftlicher Reihen benutzt, so erheben sich zwei neue Fragen. Bei der einen handelt es sich um die Technik, bei der anderen um den wirtschaftlichen Sinn der Ausschaltung jahreszeitlicher Schwankungen.

2a. Bereinigung von Ursprungsreihen. In bezug auf die Technik der Ausschaltung ist zunächst zu unterscheiden, ob die jahreszeitlichen Normalen in Gestalt von Saisonzahlen, -veränderungszahlen oder -indexziffern vorliegen[1]). Bei Saisonzahlen kann die Elimination augenscheinlich dadurch geschehen, daß man den Unterschied zwischen Ursprungswert und dazugehöriger Saisonzahl entweder absolut (Ursprungswert — Saisonzahl) oder relativ, in letztem Falle etwa nach der Formel $\frac{\text{Ursprungswert}}{\text{Saisonzahl}} \cdot 100$, mißt. Die Abweichungen werden immer nur über die Größe unregelmäßiger Einflüsse berichten, da ja Saisonzahlen grundsätzlich nur bei Reihen ohne Trend und ohne Konjunkturschwingungen anwendbar sind. Die Saisonbereinigung unter Verwendung von Saisonveränderungszahlen bietet keine Schwierigkeiten; sie geschieht, indem die letzteren einfach von den tatsächlichen Werten abgezogen werden.

Saisonindexziffern als Verhältniswerte erfordern dagegen, damit sie in Beziehung gebracht werden können zu dem tatsächlichen Verlauf der Wirtschaftsreihe, die Wahl geeigneter Bezugswerte. Es ist denkbar, daß die absolute Höhe des jeweiligen Monats oder des Jahresdurchschnitts oder auch eines irgendwie als normal empfundenen Standes entscheidend für die Saisonausschläge ist und deshalb als Bezugswert zu gelten hat. Dementsprechend müßte man, um die Saisonbereinigung durchzuführen, entweder (α) den tatsächlichen Monatsposten dividieren durch den Saisonindex, oder man müßte (β) den absoluten jahreszeitlichen Ausschlag feststellen, der unter Berücksichtigung der betreffenden Saisonindizes (a) dem Jahresdurchschnitt oder (b) dem betreffenden »Normalstand« entspricht, um die absoluten Beträge danach von den tatsächlichen Monatswerten zu subtrahieren.

ad α). Für die Bereinigung gälte die Formel: $\frac{\text{tatsächlicher Wert}}{\text{Saisonindex}} \cdot 100$. Dementsprechend gibt die Saisonindexziffer den Prozentsatz an, den der tatsächliche von dem bereinigten Wert ausmacht. Diese Art der Saisonkorrektur findet sich fast allgemein, wenn die zu behandelnde Wirtschaftsreihe in absoluten Zahlen vorliegt, also in Tonnen, Metern, Mark usf. Das Harvard-Institut verwendet sie, ebenfalls der Londoner Wirtschaftsdienst und das Institut für Konjunkturforschung. Dessenungeachtet kann ihr Gebrauch nicht schlechthin empfohlen werden. Posten mit hohem irregulären Einfluß würden auf Grund ihrer Gesamthöhe eine — absolut — starke Saisonkorrektur erfahren, obwohl vorübergehende Zufälligkeiten sicherlich keinen Einfluß auf den Umkreis des Saisonmäßigen ausüben. Beispiel: Zum Winter nimmt der Viehauftrieb regelmäßig zu. Treten nun zu dieser Zeit in der Landwirtschaft besondere Nöte auf, die zu einer außerordentlich gesteigerten Marktbeschickung führen, so würde die Bereinigung durch Division des Saisonindex in die tatsächlichen Auftriebszahlen eine übersteigerte absolute Korrektur bewirken. Übersteigert, weil nicht einzusehen ist, warum die Größe des saisonmäßigen Auftriebs durch die (vorübergehende) Erhöhung der Gesamtreihe vermehrt werden sollte. Man wird vielmehr annehmen müssen, daß die Saisonauswirkungen mehr oder minder abhängen von der Situation während eines längeren Zeitraums, auf den die Saisonindizes deshalb zu beziehen wären.

---

[1]) Ohne vorherige Berechnung von Saisonnormalen kann man eine Ausschaltung von Saisonschwankungen aus Wirtschaftsreihen vornehmen, indem statt der Ursprungwerte die entsprechenden beweglichen Durchschnitte — die Periode muß 12 Monate betragen — eingesetzt werden. Doch ist diese Art der Ausschaltung nicht sehr gebräuchlich. Denn einerseits führt sie zur Verschiebung von wichtigen Wendepunkten der Ursprungsreihe, anderseits kann die Ausschaltung nie bis zur allerjüngsten Beobachtungszeit durchgeführt werden.

ad β a) Die zeitliche Verbreiterung des Bezugswerts kann erfolgen, indem der Durchschnitt entweder des Kalenderjahrs oder auch der umliegenden zwölf Monate (beweglicher Durchschnitt) herangezogen wird:

$$\text{bereinigter Wert} = \text{tatsächlicher Wert} + \left[\frac{\text{Durchschnitt} \cdot (100 - \text{Saisonindex})}{100}\right].$$

Der Einfluß vorhandener Unregelmäßigkeiten wäre damit weitgehend unterbunden. Im Gegensatz zu Kalenderjahresdurchschnitten, die sich immer nur in Intervallen von zwölf Monaten und oft sprunghaft ändern, sind durch bewegliche Durchschnitte allmählichere Übergänge zu erzielen. Bei Reihen mit heftigen Schwankungen und starkem Trend verdienen die letzteren deshalb den Vorzug, und zwar setzt man die Durchschnitte am besten für das letzte Glied der Zwölfmonatsperiode ein, nicht für die Mitte, wie bei der Trenderrechnung und dem Saisonerrechnungsverfahren nach Bowley, Macaulay usw., weil man hier die Saisonintensität in jedem Fall als von dem Niveau der eben abgelaufenen zwölf Monate abhängig betrachtet.

ad β b) Nahe liegt es, die Trendordinaten als Bezugswerte zu wählen, insbesondere da die Berechnung der Saisonindizes zuweilen aus den Trendabweichungen — Hall, Falkner, Gressens — geschieht. Die Technik der Bereinigung ist die gleiche wie unter β a angegeben, nur daß statt der Durchschnitte jeweils die Trendordinaten benutzt werden.

Praktisch wird weder das unter β a noch das unter β b angegebene Bereinigungsverfahren anders als gelegentlich verwendet. Sicher zu Unrecht; denn zumindest bei stark irregulären Reihen hat die unter α angegebene Methode Nachteile, denen man zu entgehen trachten sollte. Welches der beiden anderen Verfahren (β a oder β b) als besser anzusprechen ist, muß unentschieden bleiben. Man kann nur so viel sagen, daß, wo die Saisonursachen in sich langsam ändernden Tatbeständen wurzeln, der Trend den geeignetsten Bezugswert abgibt, wo der Komplex der saisonüblichen Ereignisse dagegen leicht auf Veränderungen der Wirtschaftsreihe reagiert, das Verfahren β a vorzuziehen ist.

2b. Ebenso wie für die Bereinigung der in absoluten Zahlen gegebenen Wirtschaftsreihen stehen für die Bereinigung der vom Trend bereinigten Reihen drei Möglichkeiten zur Verfügung: (α) die Division durch die Saisonindizes, (β) die Beziehung der Saisonindizes (a) auf Jahresdurchschnitte, (b) auf die Trendordinaten. In materieller Hinsicht gilt genau das gleiche, was an entsprechender Stelle oben gesagt wurde. Nach der formellen Seite treten freilich einige Änderungen auf.

Während, wenn der Saisonindex als Ausdruck dafür gelten soll, wieviel Prozent des bereinigten Wertes der unbereinigte Wert ausmacht, auch hier die Division des Saisonindex in den unbereinigten Wert notwendig ist (α), und im Falle β a die Formel für die Bereinigung

$$100 \left\{ \frac{\text{unbereinigter Wert}}{\text{Trend}} + \left[\left(\frac{\text{Durchschnitt aus den}}{\text{trendbereinigten Werten}} \right) \cdot \frac{(100 - \text{Saisonindex})}{100} \right] \right\}$$

wird, erfordert β b nur die Subtraktion der Saisonindexziffer vom trendbereinigten Wert und die Addition des Betrages 100 zu der sich ergebenden Differenz, d. h.

$$\text{trend- und saisonbereinigter Wert} = \text{trendbereinigter Wert} + (100 - \text{Saisonindex}).$$

Im Streit um die Vorherrschaft stehen fast ausschließlich die Verfahren α und β b; β a scheidet wegen der Umständlichkeit seiner Anwendung aus. Den Vorzug verdient das eine oder das andere Verfahren, je nachdem man die Größe der Saisonausschläge von dem durch die Gesamtkurve erreichten Stand oder deren durch den Trend bezeichneten »Normalstand« abhängig schätzt.

Es besteht kein Anlaß, die Division (α) schlechthin als das Bereinigungsverfahren für Reihen mit unausgeschaltetem Trend und die Subtraktion (β b) als das Bereinigungsverfahren für Reihen

mit ausgeschaltetem Trend zu bezeichnen. Die Division ist in beiden Fällen mit genau dem gleichen Recht anzuwenden. Die einfache Subtraktion der Saisonindizes von den unbereinigten Werten kommt zwar nur für Reihen in Frage, die in Prozenten der jeweiligen Trendordinaten ausgedrückt sind; wir sahen aber, daß eine diesem Subtraktionsverfahren durchaus analoge Methode auch bei sonstigen Reihen zur Anwendung kommen kann. Ob also das eine oder das andere Verfahren anzuwenden ist, hängt weniger von der Form ab, in der die Wirtschaftsreihen gegeben sind, als von der Natur der Saisonschwankungen und ist schließlich eine reine Zweckmäßigkeitsfrage.

Ein gutes Beispiel für eine falsche Anwendung des Subtraktionsverfahrens liefert Harvard. Bis zum Frühjahr 1926 wurden die Sätze für Warenwechsel (commercial paper rates), aus deren Reihe die C- (Geld-) Kurve des Harvardbarometers gebildet war, so bereinigt, daß die den Saisonindizes entsprechenden punktmäßigen jahreszeitlichen Veränderungen auf Grund eines konstanten Zinssatzes von 7 v. H. als Bezugsgröße berechnet wurden[1]). Bei einem tatsächlichen Diskont von z. B. 3 v. H. im Dezember, für welchen Monat der Saisonindex 105 betragen soll, errechnete man mithin einen bereinigten Wert von (3 — 0,35) v. H. = 2,65 v. H., während sich nach dem Bereinigungsverfahren (α) ergeben hätte: (3 — 0,15) v. H. = 2,85 v. H. Die Verwendung des willkürlich gewählten Bezugswertes von 7 v. H. führte zu immer fragwürdigeren »Bereinigungen«, je weiter die Zinssätze von ihrer in der Kriegszeit und in den ersten Nachkriegsjahren erklommenen Höhe herunterstiegen. Um der sich ergebenden »Überberichtigung« (overadjustment) Einhalt zu bieten, sah sich Harvard schließlich genötigt, zu dem Bereinigungsverfahren durch Division zurückzukehren.

2c. Die besprochenen Verfahren zur Ausschaltung jahreszeitlicher Schwankungen durch Saisonveränderungszahlen oder häufiger noch durch Saisonindizes erfolgen, um die konjunkturmäßigen Bewegungen von Wirtschaftskurven deutlicher zu machen. Dieses Ziel kann noch auf einem anderen Wege angestrebt werden, indem die prozentualen Veränderungen der unbereinigten Wirtschaftsreihe mit denen der Saisonindexreihe verglichen werden[2]). Die Differenz ist gleich der Prozentabweichung des konjunkturmäßigen Wertes für den betreffenden Monat vom Ursprungswert des Vormonats.

Die auf dem soeben angedeuteten Wege erhaltenen Resultate weichen im allgemeinen von denen ab, die man durch Berechnung der prozentualen Veränderungen der bereinigten Ursprungswerte gegenüber den bereinigten Vormonatsposten erhält. Denn die prozentuale Bewegung einer Reihe von Verhältniswerten braucht nicht identisch zu sein mit den Differenzen aus den prozentualen Bewegungen der beiden Einzelreihen. Freilich sind die Abweichungen meist nicht so groß, daß sie bei Berücksichtigung der Streuungszonen um die Saisonnormalen ins Gewicht fallen. Wenn also aus irgendeinem Grunde ein Interesse daran besteht, die hier erwähnte Reihenanalyse zu verwenden, kann es gewöhnlich ohne besondere Nachteile geschehen, obwohl diese auch ihrem theoretischen Gehalt nach in gewissem Gegensatz zu einer Korrektur durch Saisonindizes stehen.

Bisher ist das Verfahren im übrigen nur zweimal angewendet worden, und zwar vom Statistischen Reichsamt und vom Institut für Konjunkturforschung[3]).

3. Über den Sinn der Ausschaltung jahreszeitlicher Schwankungen brauchte nichts gesagt zu werden, wenn man die Hauptaufgabe der empirisch-statistischen Konjunkturforschung allein darin sehen wollte, aus den Wirtschaftsreihen den Einfluß der Saisonschwankungen, der säkularen und der restlichen Schwankungen möglichst auszuschalten, um den rein konjunkturmäßigen Verlauf darzustellen. Die Konjunkturforschung erschöpft sich aber nicht

[1]) Review of Econ. Stat., April 1926, S. 64 ff.: Revision of the Index of General Business Conditions.
[2]) Vgl. Hennig, a. a. O. S. 17 ff.
[3]) Wirtschaft und Statistik 1925, S. 461; Denkschrift: »Die weltwirtschaftliche Lage Ende« 1925, S. 219 ff.

in der Bereinigung von Wirtschaftskurven, in der Darstellung der sogenannten zyklischen Komponente, sie hat die Dynamik des Wirtschaftslebens zu ergründen, die Bewegungsgesetze der fortlaufend beobachteten ökonomischen Vorgänge in ihrer Gesamtheit und in ihren einzelnen Teilen zu erforschen.

Handelt es sich in erster Linie darum, die Art und den Grad des Mitschwingens irgendwelcher Wirtschaftsvorgänge mit der allgemeinen Konjunktur festzustellen, so ist die Abstraktion von der Saisonkomponente als konjunkturfremdem Element notwendig. Sie ist nicht unbedingt notwendig, wo auf einem engen Spezialgebiet eine Untersuchung angestellt wird mit dem alleinigen Zwecke, die gegenseitige Abhängigkeit der hierbei auftretenden Bewegungen zu prüfen. Je nach der Natur der Reihe kann es dabei notwendig sein, ebenso zu verfahren wie in der allgemeinen Konjunkturforschung, also die Saisonschwankungen auszuschalten. Es kann aber auch erforderlich werden, entweder Gesamtreihen zu vergleichen, also keine Saisonkorrektur vorzunehmen, oder darüber hinaus nur die Saisonbewegungen einer Reihe den Vergleichsreihen gegenüberzustellen. Im letzten Fall fände statt der üblichen Saisonkorrektur gewissermaßen eine Bereinigung von den nichtsaisonmäßigen Schwankungen statt.

Für die Bereinigung aktueller Wirtschaftsreihen ist man vorerst noch in der Hauptsache auf die Benutzung von Saisonnormalen angewiesen, die auf Grund der Vorkriegserfahrungen gewonnen sind. Und zwar muß, da in fast keinem Fall die Vorkriegs- und die Nachkriegsreihen dem absoluten Niveau nach übereinstimmen, meist mit Saisonindizes gearbeitet werden. Wiederholt, aber immer noch nicht laut genug, ist darauf hingewiesen worden, daß man sich vor einer schematischen Übertragung der aus Vorkriegsmaterial berechneten Saisonindexziffern hüten muß[1]). Die Ereignisse seit 1914 haben in der Struktur nicht nur der Gesamtwirtschaft, sondern auch der einzelnen Wirtschaftszweige derartige Umwandlungen hervorgerufen, daß die meisten Wirtschaftsvorgänge den Rhythmus ihrer jahreszeitlichen Schwankungen entweder ganz einbüßten oder doch wesentlich änderten. Entgegen der nicht seltenen Praxis, ohne Rücksicht hierauf die alten Saisonindizes zur Analyse gegenwärtiger Bewegungen zu benutzen, muß zu einer viel kritischeren Stellungnahme aufgefordert werden. Nur dann darf den aus Vorkriegsmaterial gewonnenen Saisonindizes für die Gegenwart Bedeutung zuerkannt werden, wenn sich ihre noch jetzt andauernde Gültigkeit wahrscheinlich machen läßt.

Für die Prüfung, ob eine Homogenität in den vorkriegsmäßigen und jetzigen Saisonbewegungen vorliegt, stehen die üblichen Kontrollmethoden zur Verfügung, das horizontale sowie das vertikale graphische Verfahren, Änderungsreihen, Häufigkeitstabellen, Punktdiagramme. Es ist nur notwendig, die meist schon im Zusammenhang mit der Saisonerrechnung aufgestellten Formulare um die entsprechenden Daten aus der neuesten Zeit, etwa von der Jahreswende 1924/25 ab, zu ergänzen.

Dabei zeigt sich, daß im allgemeinen die durch die äußere Natur (z. B. Witterungswechsel) bedingten Saisonschwankungen die größte Tendenz verraten, ihren alten Rhythmus wieder aufzunehmen. Wesentlich unsicherer erweisen sich die sonstigen Saisonschwankungen. Bei ihnen scheinen sich zum Teil erst neue jahreszeitliche Bewegungen auszubilden, weshalb hier die Anwendung vorkriegsmäßiger Saisonnormalen in jedem Fall besonderer Vorsicht bedarf. Sofern, wie schon jetzt manchmal zu beobachten, die neuen Saisonbewegungen klar ausgeprägt sind, bestehen natürlich keine Bedenken, die Errechnung der Saisonnormalen unabhängig von den Vorkriegsdaten vorzunehmen.

[1]) Z. B. Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, 1926, 2, S. 118.

Literaturverzeichnis*).

Altschul, Eugen: Konjunkturtheorie und Konjunkturstatistik; Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik, Band 55, Heft 1 (1926).

Altschul, Eugen: Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen; Karlsruhe 1927.

Babson, Roger W.: Business Barometers for Anticipating Business Conditions; 17. Aufl., Wellesley Hills, Mass. 1925.

Bobroff: Das Werk Warren Persons; 2. Heft der Zeitschrift »Fragen der Konjunktur«, Moskau 1926, Band II (in russischer Sprache).

Bowley, A. L.: Elements of Statistics; 5. Aufl. London 1926.

Bowley, A. L., and K. C. Smith: Seasonal Variations in Finance, Prices and Industries; London and Cambridge Economic Service, Special Memorandum No. 7, Juli 1924.

Carmichael, F. L.: Methods of Computing seasonal indexes: constant and progressive; Jl. Am. Stat. Ass., Sept. 1927.

Chaddock, R. E.: Principles and Methods of Statistics; Boston 1925.

Crum, W. L.: The Use of the Median in Determining Seasonal Variations; Jl. Am. Stat. Ass., März 1923.

Crum, W. L.: Progressive Variation in Seasonality; ebenda März 1925.

Crum, W. L., and Patton: An Introduction to the Methods of Economic Statistics; Chicago und New York 1925.

Davies, G. R.: Introduction to Economic Statistics; New York 1922.

Falkner, Helen D.: On the Measurement of Seasonal Variations; Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1924.

Gressens, O.: On the Measurement of Seasonal Variations; Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1925.

Gressens, O.: Quantitative Determination of Fundamental Changes in Economic Data; Jl. Am. Stat. Ass., Dezember 1925.

Gries, Taylor, etc.: Seasonal Operation in the Construction Industries; New York 1924.

Hall, Lincoln: A Moving Secular Trend and Moving Integration; Jl. Am. Stat. Ass., März 1925.

Hanau, A.: Die Prognose der Schweinepreise; Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, 1927, Sonderheft 2.

Hart, W. L.: The Method of Monthly Means for Determining Seasonal Variations; Jl. Am. Stat. Ass., September 1922.

Hennig, Hermann: Die Entwicklung der Preise in der Stadt Chemnitz; Schriften des Vereins für Sozialpolitik, 145. Band, vierter Teil.

Hennig, Hermann: Indexkurven für die Braunkohlenwirtschaft; in: Das Braunkohlenarchiv, 1925, Heft 9.

Hennig, Hermann: Die Ausschaltung von saisonmäßigen und säkularen Schwankungen aus Wirtschaftskurven; Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, 1926, Ergänzungsheft 1.

Hennig, Hermann: Die Analyse von Wirtschaftskurven; Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, 1927, Sonderheft 4.

Jastrow, J.: Sozialpolitik und Verwaltungswissenschaft, Aufsätze und Abhandlungen, Band 1, Berlin 1902.

Jerome, Harry: Statistical Methods; London und New York 1924.

Jordan, David F.: Business Forecasting; New York und London 1923.

Kemmerer, E. W.: Seasonal Variation in the Relative Demand for Money and Capital in the United States; Washington 1910.

Killough, Hugh B.: What Makes the Price of Oats?; Washington 1925 (U. S. Department of Agriculture; Department Bulletin No. 1351).

King, W. J.: Elements of Statistical Methods; London 1924.

King, W. J.: An Improved Method for Measuring the Seasonal Factor; Jl. Am. Stat. Ass., September 1924.

King, W. J.: Principles Underlying the Isolation of Cycles and Trends; ebenda, Dezember 1924.

Meerwarth, Rudolf: Nationalökonomie und Statistik; Berlin und Leipzig 1925.

Mills, F. C.: Statistical Methods Applied to Economics and Business; New York 1924.

Moore, Henry Ludwell: Generating Economic Cycles; New York 1923.

Noll, Alphons: Die Periodizität des Wirtschaftslebens; Diss. Frankfurt 1921.

Persons, W. M.: Explanation of the Data and Method Used in the Index of General Business Conditions; Review of Economic Statistics; 1. Jahrgang, 1919.

Persons, W. M.: Correlation of Time Series; Jl. Am. Stat. Ass., Juni 1923.

Persons, W. M., u. a.: The Problem of Business Forecasting; Boston und London 1924.

Riegel, Robert: Elements of Business Statistics; New York und London 1924.

Smith, B.: The Error in Eliminating Secular Trend and Seasonal Variation; Jl. Am. Stat. Ass., Dezember 1925.

Snow, E. C.: Trade Forecasting and Prices; Journal of the Royal Statistical Society, März 1923.

Thorp, W. L.: Besprechung des Buches: The Problem of Business Forecasting (Persons u. a.); Jl. Am. Stat. Ass., März 1925.

Thurstone, L. L.: The Fundamentals of Statistics; New York 1925.

Vance, Ray: Business and Investment Forecasting; New York 1925.

Vanderblue, Homer B.: Problems in Business Economics; Chicago 1924.

Watkins, Ralph J.; Measuring the fluctuations of employment in the Ohio construction industry; Jl Am. Stat. Ass., März 1927.

Westergaard, Harald: On Periods in Economic Life; Metron, vol. V N 1, Juni 1925.

Whelden, C. H.,: The Trend — Seasonal Normal in Time Series; Jl. Am. Stat. Ass., September 1926.

Yule, G. U.: An Introduction to the Theory of Statistics; 7. verb. Aufl., London 1924.

Žižek, Franz: Die statistischen Mittelwerte; Leipzig 1908.

Economic Barometers: International Labour Office: Studies and Reports Series N (Statistics) No. 5; Genf 1924.

Seasonal Trades: herausgegeben von Sidney Webb und Arnold Freeman; London 1912.

*) Jl. Am. Stat. Ass. = Journal of the American Statistical Association (New York).

Lebenslauf.

Ich, Otto Donner, wurde am 22. April 1902 in Berlin-Haselhorst geboren. Die Reifeprüfung bestand ich Ostern 1921 an der Oberrealschule zu Spandau. Im Wintersemester 1921/22 bezog ich die Universität Berlin, an der ich am 3. Juli 1925 das volkswirtschaftliche Diplomexamen ablegte. Meine Prüfung zur Promotion erfolgte am 25. Juni 1927.

Reichsdruckerei.
11679. 27. IIb.